
Ekonomické teorie, hospodářská politika, hospodářské dějiny a jejich aplikace

Soutěž o cenu děkana NF VŠE 2017

Sborník příspěvků

© Vysoká škola ekonomická v Praze, Nakladatelství Oeconomica – Praha, 2017

© Ing. et Ing. Martin Zeman (ed.) – Praha, 2017

nám. W. Churchilla 1938/4

Editor: Martin Zeman

Za finanční podpory: Nadace ČEZ

Vydání první, 2017

ISBN: 978-80-245-2234-0



OBSAH

PŘEDMLUVA.....	4
Daniel Focht: TIME VARYING GOVERNMENT SPENDING MULTIPLIERS: EVIDENCE FROM THE US DATA.....	7
František Mašek: EASY MONEY POLICY FEDU V OBDOBÍ PŘEDSEDNICTVÍ ALANA GREENSPAN V RADĚ GUVERNÉRŮ (1987-2006).....	46
Lukáš Veselý: FISKÁLNÍ PRAVIDLA VE VYBRANÝCH ZEMÍCH EU V LETECH 2004-2015: ROZUMNÁ METODA PRO KONSOLIDACI VEŘEJNÝCH ROZPOČTŮ NEBO MÓDNÍ VÝSTŘELEK POLITIKŮ.....	64
Tomáš Frömmel: RESPONSE TO TULLOCK: WHY DO ENTREPRENEURS NOT STUDY THE AUSTRIAN BUSINESS CYCLE THEORY? GAME THEORY APPROACH.....	95
Tomáš Šestořád: FISKÁLNÍ MULTIPLIKÁTOR PŘI NULOVÉ NOMINÁLNÍ ÚROKOVÉ MÍŘE: EMPIRICKÁ VERIFIKACE NA DATECH SPOJENÝCH STÁTŮ.....	110
Milan Bednář: OBCHODNĚ-POLITICKÉ PŘEKÁŽKY VÝVOZU ZBOŽÍ ZEMÍ EU28 DO USA, PERSPEKTIVY PŘÍPADNÉ LIBERALIZACE.....	136

PŘEDMLUVA

Vážený čtenáři,

v pátek 21. dubna 2017 se uskutečnil již dvanáctý ročník Soutěže o cenu děkana. V průběhu těchto dvanácti let se stala Soutěž o cenu děkana prestižní událostí nejen na Národohospodářské fakultě, ale získala si jméno i na celé Vysoké škole ekonomické v Praze. Důležitost této soutěži přidává také mezinárodní spolupráce s Národohospodářskou fakultou Ekonomické univerzity v Bratislavě. Dvanáctý ročník je mimořádný tím, že Soutěž o cenu děkana se uskutečnila za finanční podpory Nadace ČEZ. Tato spolupráce umožnila nejen vydání tohoto sborníku, ale v první řadě poskytla finanční podporu našim nejlepším studentům.

Před dvanácti lety vznikla idea, že nejlepší práce bakalářského a magisterského studia by si zasloužily veřejnou prezentaci a odměnění. Od té doby každoročně vybíráme nejkvalitnější práce a soutěž se stala jedním z vrcholů akademického roku. Je to však nejen událost akademická, ale i společenská, na které já osobně oceňuji, že můžeme naše nadané studenty poznat blíže.

Soutěž probíhá ve dvou kolech, na katedrách a následně ve finálovém kole. Na každé katedře jsou nominovány závěrečné práce v kategorii bakalářských a magisterských prací. Poté jsou vypracovány posudky k těmto pracím a komise soutěže vybere práce do finálového kola. Finálové kolo spočívá v samotné prezentaci výsledků výzkumu před odbornou komisí, po které následuje odborná diskuze nejen za účasti komise, ale i hostů z řad vyučujících, studentů, ale také odborníků z praxe. Odborná komise v každém ročníku vybere tři nejlepší bakalářské a tři nejlepší magisterské práce, které Vám z ročníku 2017 s hrdostí prezentujeme v tomto sborníku. Velmi kladně hodnotím v posledních letech rostoucí počet přihlášených prací v anglickém jazyce.

V kategorii bakalářských prací zvítězil v tomto ročníku jednoznačně **Daniel Focht** s prací *Time Varying Government Spending Multipliers: Evidence from the US Data*. Práce Daniela Fochta je založena na nebyvale velkém množství zdrojů a dat, zabývá se sice tradičním tématem velikosti multiplikátoru vládních výdajů, ale cenný je primárně pohled na jeho velikost z hlediska období hospodářského cyklu. Druhým místem byla ohodnocena práce **Františka Maška** s názvem *Easy Money Policy FEDu v období předsednictví v radě guvernérů Alana Greenspana (1987-2006)*. Autor se ve své práci věnoval zhodnocení vlivu měnové politiky amerického FEDu v rámci zkoumaného období 1987-2006 na americkou peněžní i reálnou ekonomiku a zaměřil se také na vliv měnové politiky na formování dot-com bubble a následně hypotéční a finanční krize. Diplom za třetí místo si odnesl **Lukáš Veselý** s prací *Fiskální pravidla ve vybraných zemích EU v letech 2004-2015: Rozumná metoda pro konsolidaci veřejných rozpočtů nebo módní výstřelek politiků*. Vzhledem k tomu, že mnohé státy EU prožívají zásadní krizi spojenou s výrazným nárůstem veřejného dluhu v minulých letech, kterou tlumí jen další porušování pravidel centrálními orgány EU a EMU a nestandardní měnově-politické nástroje ECB a národních centrálních bank, je nutné považovat práci Lukáše Veselého za vysoce aktuální. Lukáš Veselý obdržel také speciální cenu komise děkana za nejsympatičtější výstup.

V kategorii magisterských prací zvítězil nejtěsnějším možným rozdílem **Tomáš Frömmel** s prací *Response to Tullock: Why do entrepreneurs not study the Austrian business cycle theory? Game theory approach*. Tato práce je založena na rakouské teorii hospodářského cyklu a zejména oceněnihodné na této práci je užití teorie her pro vysvětlení, proč podnikatelé nejsou motivováni ke studiu rakouské teorie hospodářského cyklu. O pouhého půl bodu za Tomášem Frömmelem zůstal **Tomáš Šestořád**, který prezentoval závěry práce s názvem *Fiskální multiplikátor při nulové nominální úrokové míře: empirická verifikace na datech Spojených států*. Práce řeší mimořádně aktuální téma nulové úrokové

míry pomocí testování prostřednictvím VAR modelu. Zajímavé je prověření variant dle specifikace monetárního pravidla CB. Třetí místo obsadil **Milan Bednář** s prací *Obchodně-politické překážky vývozu zboží zemí EU28 do USA, perspektivy případné liberalizace*. Autor ve svém textu na základě gravitačního modelu dochází k závěru, že jsou to zejména netarifní bariéry, které jsou v kontextu liberalizace obchodu zásadní.

Za pozornost stojí také účast našich studentů na soutěži ŠVOČ Národohospodářské fakulty Ekonomické univerzity v Bratislavě, která se uskutečnila 6. 4. 2017 v Bratislavě.

Dovolím si ještě jednou pogratulovat vítězům a všem finalistům, poděkovat odborným komisím a Nadaci ČEZ, která soutěž podpořila. Doufám, že i příští ročník soutěže bude na tak vysoké úrovni.

prof. Ing. Vojtěch Krebs, CSc.

proděkan pro studium Národohospodářské fakulty VŠE v Praze

V Praze 9. října 2017

TIME VARYING GOVERNMENT SPENDING MULTIPLIERS: EVIDENCE FROM THE US DATA

Daniel Focht

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xfocd00@vse.cz*

Abstract

This paper estimates the size of the US government spending multiplier over different states of the economy. Previous research came with two contradictory conclusions. Part of the literature argues that the spending multiplier is larger during recession and zero-lower bound periods, while the second one concludes that it remains constant. We build a model estimated by Jorda's local projections for the period 1889 to 2016 to estimate government spending multipliers over different states of the economy. Our results show that the spending multiplier remains constant over different states of the economy.

Key words

government spending multiplier, fiscal policy, recession, expansion, zero-lower bound

JEL classification

E32, E43, E62, H50

Introduction

In my work, I analyze time varying government spending multipliers and effects of different states of the economy on their size. I use Jorda's local projections approach to estimate the response of the GDP and government spending to the initial shock for every state. Using those results, I derive the cumulative government spending multiplier over 20 periods for every state and compare my results with the corresponding theory and literature.

First complex work that included the explanation and definition of the spending multiplier was written by John Maynard Keynes (1936). In this work, Keynes in cooperation with his colleague Richard Kahn provides a description of the spending multiplier as a proof

of positive impact of increased spending multiplier. In accordance to the Keynes' work and the New Keynesian theory, the spending multiplier should increase during the periods of recession. This is based on the notion that an increase in government spending reduces private consumption due to the wealth effect (higher taxes), but output goes up because people work more. The Ricardian equivalence proposes a different perspective on the issue. The Ricardian equivalence assumes that consumers are rational and forward-looking entities thus when the government decides to increase the government spending, the consumers realize that the current spending is funded by creating an additional debt that will have to be paid back in the future through increased tax rates. This will lead them to saving the money in order to be able to pay for the extra tax expenditure so the expectation is that the spending multiplier will not be greater than 1. In my work, I test the latter theory by using the methodology proposed by Ramey and Zubairy (2014). I decided to follow their approach of employing Jorda's local projections method and using news series because Jorda's local projections present more accurate values over long run than classic VAR. Since my estimate of the spending multiplier goes over 20 periods, this is an important characteristic. Also, local projections method presents better results when faced with a non-linear model and since most of the states I will analyze will be non-linear, I find local projections to be a better fit for my work. The reason I use defense news series by Ramey is their exogenous character. Defense news series present expenses that are unanticipated due to sudden political or military events and therefore not dependent on the state of the economy.

In the 1st section, I described the methodology I used. I create my model using Jorda's local projections and in this section I explain the reasons why I do so, what the advantages of this approach are and what possible downsides can be encountered while using it. Then I analyze the data-set, the way it was obtained and how the additional variables were derived. Lastly, I describe the evolution of variables of interest over the time span of 1889 to 2016 and point out possible implications and points of interest for this work. In the 2nd section I derive the spending multipliers by estimating the response of the GDP and government spending for every state of the economy. In this section, I also test the model, explain possible problems and biases and put forward the way I aim to deal with them.

1 Methodology

To analyze the multipliers over time I adapt the methodology used by Ramey and Zubairy (2014). They apply Local Projections proposed by Óscar Jorda (2005). In his work, Jorda argues that Local Projections should be used instead of VARs in order to get more robust impulse response function (IRF). Jorda's is based on estimating impulse response for each variable at every horizon of interest. This takes out the dependency on extrapolating data, as is the case with VARs, into distant period which can lead to biases and inaccuracy.

I create an equation following the reaction of both variables of interest, output and government spending, to the shock which in our case is defense news spending. Using the local projections starting at horizon 0 and going forward I will get a single equation approach estimating the government spending multiplier.

$$1) \quad Y_t = \alpha_0 \text{shock}_t + \text{error}_t$$

$$2) \quad Y_{t+1} = \alpha_1 \text{shock}_t + \text{error}_{t+1}$$

...

$$3) \quad Y_{t+h} = \alpha_h \text{shock}_t + \text{error}_{t+h}$$

In step 1, α_0 gives us the response of the output at time t to the shock at time t . Moving forward, step 2 shows us the response of the output at time $t+1$ to the shock at time t . Applying this sequence, we get to the step 3, where α_h gives me the response of the output at time $t+h$ to the shock at time t . Therefore, the impulse response of the output at the period h is equal to the α_h that starts at $h=0$ and goes to H .

$$\text{IRF}^Y = \{ \alpha_h \}_{h=0}^H$$

This process allows me to estimate the response of the output to the shock. Now I use the same procedure for the estimation of the response of the government spending to the shock.

$$1) \quad G_t = \beta_0 \text{shock}_t + \text{error}_t$$

$$2) \quad G_{t+1} = \beta_1 \text{shock}_t + \text{error}_{t+1}$$

...

$$3) \quad G_{t+h} = \beta_h \text{shock}_t + \text{error}_{t+h}$$

Here, β_h gives me a response of the government spending at time $t+h$ to the shock at time t . This again leads to the conclusion that the impulse response of the government spending at the period h is equal to β_h that starts at $h=0$ and goes to H .

$$\text{IRF}^G = \{ \beta_h \}_{h=0}^H$$

Now we use the formula for the government spending multiplier that says the multiplier is equal to the change of the output divided by the change of the government spending.

$$M = \frac{\Delta Y}{\Delta G}$$

Since in this case the change of the output at time h is equal to the α_h and the change of the government spending at time h is equal to the β_h , we get a following formula.

$$M_h = \frac{\alpha_h}{\beta_h}$$

Now I want to find state-dependent multipliers therefore I interpret the responses through instrumental variables. In this case, I regress Y_{t+h} on G_{t+h} and as an instrumental variable I will use the $\text{shock}_t \times I$ as an instrumental variable. I is a dummy variable indicating either recession or expansion.

$$Y_{t+h} = M_h^R G_{t+h} \times I_t^R$$

$$Y_{t+h} = M_h^E G_{t+h} \times I_t^E$$

Here I get a single equation approach of local projections estimating the response of the output at time $t+h$ to the shock at time t with state-dependency.

In order to avoid serial correlation and other biases, I employ control variables z that include real per capita GDP and real per capita government spending, both divided by trend GDP, and lags of the shock variable. As a shock variable I use defense news by Ramey scaled by trend GDP.

1.1. Local Projections x VAR

Local Projections method possess certain advantages compared to VAR when estimating IRFs. In what follows, I discuss in detail advantages and possible downsides of the local projections.

Local projections method is simpler than VAR since it is based only on OLS with robust standard errors. Therefore, local projections don't put forward as many obstacles as VAR might due to its characteristic. Another problem that often occurs is wrongly specified data at some period. This lead to a bias when using VAR since VAR estimates $t+x$ based on $t+(x-n)$ with $x, n > 0$ and $(x-n) > 0$. So if there is an error in for example X_{t+1} then X_{t+2} will be biased since it's estimated using X_{t+1} . On the other hand, Local Projections create an individual regression for each period thus avoiding a potential bias. Different sort of a problem occurs when VAR is faced with non-linear model dynamics. For example, if technology shock would have a positive impact on unemployment during first y periods and then at $y+1$ would plummet. VAR model wouldn't be able to capture this unless it included a high number of lags. Local projections are able to capture this relationship even with a low number of lags. One advantage of Local Projections, that is of a great importance to estimating state-dependent multipliers, is that it is to undergo smooth transition between two states without being given any assumptions beforehand. VAR method needs assumptions about how long the economy will stay in recession, e.g. 20 periods.

There are also disadvantages to using Local Projections. If we assume that the data specification is correct, then it is more efficient to use VAR because we don't need that much data to get same results. Second disadvantage is that Local Projections require a large sample since if we want to get n^{th} , we need at least n lags. This is not an issue with VAR, because VAR can forecast even to a distant future with just 1 lag. Local Projections are also less precise than VAR and over the long-run, they tend to oscillate.

1.2 Data description

In my work, I employ data set constructed by Ramey and Zubairy (2014) going back from Q1 1889 to Q4 2015 and expand it by adding first 3 quarters of 2016. The series include nominal GDP, real GDP, nominal government spending, the GDP deflator, unemployment, population, federal government receipts, interest rates and defense news. Quarterly data present the option to follow abrupt and unexpected changes that might not be noticed by annual data or observed with a delay and followed-up with a possible bias in estimated impulse response. To derive real variables, I use 2009 chained American dollar value. Next, I describe the sources Ramey and Zubairy used to obtain the data from 1889 to 2015. After that, I present how I obtained the data for Q1-Q3 2016 and derived remaining variables.

The data going from 1939 to the present are gathered from publicly available sources publishing quarterly data. Period from 1889 to 1938 were interpolated by Ramey and Zubairy from available annual series applying methods previously used by Gordon and Krenn (2010).

The nominal GDP and real GDP for the period from 1889 through 1928 is from work by (Carter, et al., 2006). Their series are based on series created by Balke and Gordon (1989). 1929-39 data are interpolated from annual NIPA table (National, Section 1, Pre 1969). 1939-1946 data is interpolated into modern NIPA table data by using quarterly GNP data from National Income, 1954 Edition (The National Income Division, 1954) To turn nominal values into real ones, Ramey and Zubairy employ their own GDP deflator that they created by interpolating annual and quarterly GNP data. For 2016 I use real GDP data from NIPA since the difference between Ramey and Zubairy and NIPA in recent periods is insignificant and therefore NIPA serves as a viable tool to expand the series.

The process is similar when it comes to obtaining the government spending data. To get government spending, the method is to include all federal, state and local purchases, but exclude transfer payments. I apply this method on NIPA data for 2016 by subtracting total transfer payments from total current expenditure. Then I use real values from NIPA to derive real GDP.

In the local projection model, potential GDP variable is often used to establish real trend GDP. Ramey and Zubairy get potential GDP by deriving an estimate of a sixth degree polynomial for the logarithm of GDP. For 2016, I use data from St. Louis FRED database and their own estimates of potential GDP. The FRED database yields similar data to those of Ramey and Zubairy in the recent periods.

The unemployment data series was constructed by Ramey and Zubairy by interpolating annual unemployment series using the work of Weir (1992). The period in between 1929 and 1948 is interpolated from monthly series from the NBER Macrohistory database. For the following period, Ramey and Zubairy use data from St. Louis FRED Database, and I stick to that method.

As a shock variable, I employ Ramey defense news and expand them by the first three quarters of 2016. Using a narrative method of defense news gives me the opportunity to analyze effects of a shock that is both exogenous to the state of the economy and unanticipated. It is derived as an expected present discounted value of government spending. Individual findings of defense news shocks are gathered from newspapers and outlets, mainly Washington Post, New York Times, and Business Week. This series is focused on unexpected changes in government spending that are evoked by exogenous factors such as military or political events.

To get the recession dummy variable, I applied the same method as Ramey and Zubairy and set a threshold of 6.5% unemployment rate. Also, if the unemployment rate would be smaller than 6.5%, but progressively increasing I would assess the period as recession. To get the zero-lower bound dummy variable I controlled the data for two conditions. First, the interest rate has to be smaller than 1.5%. Secondly, the interest rate has to be constant. This condition is checked by applying Standard Taylor rule when the behavior of the real interest rate and the behavior predicted by the Taylor rule is compared.

2. Results

I consider three possible states, recession, expansion, zero-lower bound. To detect recession periods, I use a threshold of 6.5% unemployment rate. Zero-lower bound periods are periods where interest rates are lower than 1.5% and are constant with the predicted

behavior by standard Taylor rule, First, I create a correlation matrix for each of the states. Secondly, I take a full data set to estimate a spending multiplier based on a linear model. Here I will not make a difference between periods of recession, expansion or zero interest rates. Next, I create a non-linear model analyzing the spending multiplier during periods of expansion. Then analyze the periods of recession accordingly by creating a non-linear model using a dummy variable labeling recession-periods. And lastly, I will assess the size of the spending multiplier during zero-lower bound periods and possible combinations. All the estimates of the spending multiplier are estimates of the cumulative spending multiplier for a given period.

The assumption, based on the literature I summarized and on the Keynesian theory, is that the spending multiplier during recession should be larger than during expansion due to the economy not being at its potential and therefore the crowding out not being as strong. On the other hand, Ramey and Zubairy (2014) came with results that show the multiplier to be constant during periods of expansion and recession. Barro and Redlick (2011) used the same shock variable as Ramey and Zubairy and ended with the same conclusion.

I expect my results to be similar to Ramey and Zubairy (2014), therefore the multiplier remains constant during recession, expansion and zero-lower bound periods, since I used their original data set that I expanded to cover more periods and I also used Jorda's local projections method that I slightly adjusted to be aligned with the programs I used.

2.1 Spending multiplier: Linear model

To get a size of the spending multiplier using a linear model I applied the full data set going from Q1 1889 to Q3 2016. First I create two VAR models of 20 periods, one with a variable of interest lagged real potential GDP, the second with a variable of interest lagged real potential government spending. Both were derived by dividing real value per capita by potential GDP. The shock variable is defense news divided by lagged GDP deflator times lagged potential GDP. The control variables are real GDP per capita and real government spending per capita. Now I take one of the VARs and apply the Jorda's local projection method with 95% marginal confidence bands and Cholesky decomposition method. After this I get results for a response lagged real potential government spending

variable to shock variable. Since the Jordá's local projections method suffers from serial correlation I now apply conditional confidence bands instead of marginal confidence bands. Serial correlation may lead to wider marginal bands, but by employing confidence bands I aim to remove the variability caused by serial correlation and the bands are more narrow. Another problem that this model faces is heteroscedasticity. I aim to deal with heteroscedasticity by finding the optimal lag length for every individual regression based on Akaike information criterion. Then I focus on the second VAR dealing with the response of the government spending variable. Here I follow the exact same steps to get a response of government spending variable to shock variable. Then, I also employ the conditional confidence bands.

Correspondingly to Ramey and Zubairy (2014), apart from peak values and start/end values, I will focus on the 8th period and base my comparisons between individual states on this horizon. The reason for this is that since I am using cumulative spending multiplier, 8 periods offer a possibly accurate depiction of the actual size of the multiplier since the government spending is still in the near past therefore relevant and strong enough, but also there has been enough time since the impact for the economy to alter its behavior in the corresponding manner. After 8 periods, the cumulative spending multiplier under the linear model is 0.63. On impact at period 1, we get the largest value of the multiplier which comes at 1.3. After 20 periods, we get a spending multiplier of a size of 0.64. These results correspond with expectations that the spending multiplier is the largest on impact and that in the following periods it is smaller than 1. After the initial shock, when the multiplier went up to 1.3, it decreases to a value of approx. 0.65 around where it hovers up until the 20th period.

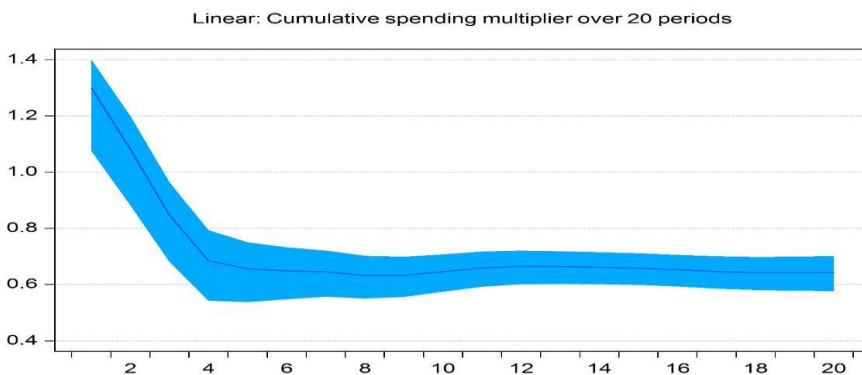


Figure 1 Linear: Cumulative spending multiplier over 20 periods

2.2. Spending multiplier: Expansion x Recession

As I have previously said, the Keynesian theory assumes that the government spending multiplier is greater during periods of recession than it is during periods of expansion. My expectations were not based on this theory, but on the empirical work done by Ramey and Zubairy where the government spending multiplier remains constant and after 8 periods reaches a value of around 0.7. My results confirm part of the expectations. First of all, on impact the spending multiplier is smaller during periods of recession (1.29 vs. 1.16). Secondly, after 8 periods, the spending multiplier is smaller than 1 (0.5-0.6 vs. Ramey and Zubairy ~0.7). And most importantly, after 8 periods, I was not able to find a significant difference between the spending multiplier during the periods of recession and the periods of expansion. What needs to be said is, that there is a nominal difference between the values of the spending multiplier during recession and expansion after 8 periods, but it is only marginal standing at 0.14 therefore I believe that it is not a significant difference and conclude that the spending multiplier remains constant. I also confirm the notion proposed by results of Ramey and Zubairy that after reaching a certain value (0.5-0.6 in my case, 0.7 in theirs) after 4-5 periods, the cumulative spending multiplier remains constant during the following periods. This is a reasonable expectation because by then a decent amount time has passed since the initial shock and therefore the effects on the economy are becoming only marginal.

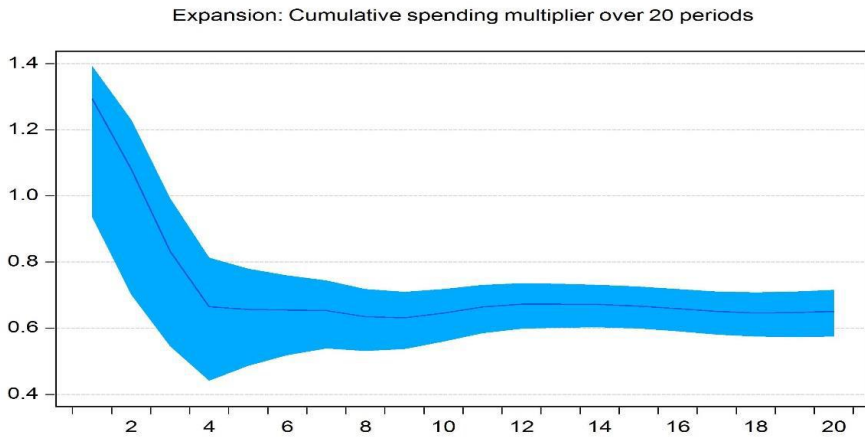


Figure 2. Cumulative spending multiplier over 20 periods. Expansion

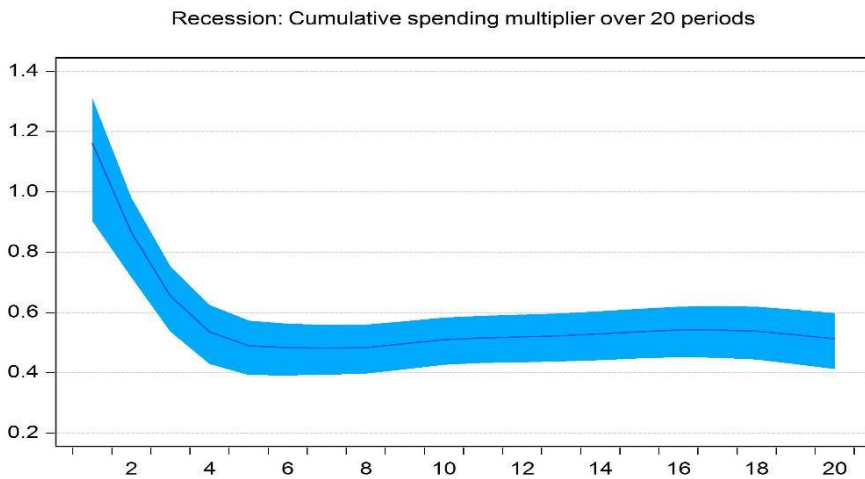


Figure 3. Cumulative spending multiplier over 20 periods. Recession

2.3 Spending multiplier: Zero-lower bound state

The last individual state I am going to analyze is the zero-lower bound state. So far in my work, the analysis was focused only on the variables of fiscal policy such as government spending, here I include the monetary policy into the equation. To assess which periods are zero-lower bound in this model I use two conditions. Often, instead of zero-lower bound

period the constant interest rate dummy variable is used. The theoretical assumption is that the government spending has the greatest effects while the interest rates remain constant therefore cannot offset the impulses made by the fiscal policy, in this case by the government spending. This approach of constant interest rates can be seen in the work of Corsetti, Meier and Muller (2012) where they use pegged interest rates as one of the possible states along with weak public finances etc. Hence I combine the condition of zero-lower bound with the condition of constant interest rates. In order to determine how stable the interest rates are, I use standard Taylor rule to compare the movements of actual interest rates with the prediction of the Taylor rule. Applying those two conditions I end up with a sample of long-term periods. First one goes from Q2 1932 to Q1 1951 and the second one goes from Q4 2008 to Q3 2016.

According to the previous literature and Keynesian theory, the response of the GDP variable should be greater than under previous states and the spending multiplier should also be greater than during recession or expansion. This is based on the idea that the government spending will not be offset by the monetary policy since after deficit-funding the government spending there will be no increase in interest rates. The notion that the spending multiplier should be greater is also presented in an empirical work done by Eggertsson (2011), whose multiplier reaches up to 2.4, or Woodford (2011). My expectations are that the multipliers will be stronger on impact in the 1st period, but after while at 8th period will be consistent with the spending multipliers during recession and expansion. This expectation is based on Ramey and Zubairy (2014) as they found the spending multiplier to be more than 1.5 on impact, but falling to an 0.7 region after that thus being consistent with the spending multiplier during recession and expansion.

The size of the cumulative government spending multiplier is according to my results as follows (Table 1, Figure 4). Using the results of the responses of the GDP variable and the government spending variable to the shock variable, I estimate that after 8 periods the government spending multiplier is 0.8. On impact, the multiplier reaches value 1.35 which is also the greatest value over the 20 periods. And after 20 periods, my results yield the estimated cumulative government spending multiplier to be 0.73.

Looking at those results, I can say that my expectations were for the most part confirmed. According to my results, it is true that on impact, the government spending multiplier is greatest during the period of zero-lower bound, in my case I ended up with a value of 1.35 compared to 1.16 during recession and 1.29 during expansion. Now I will turn my attention to a notion made by Ramey and Zubairy that the cumulative spending multiplier during zero-lower bound periods is constant with the multipliers during recession and expansion hence the zero-lower bound state does not affect the size of the government spending multiplier. In my case, after 8 periods, the cumulative spending multiplier during zero-lower bound periods reaches a value of 0.8. First of all, this result confirms what Ramey and Zubairy estimated, the spending multiplier during zero-lower bound period is smaller than 1. Second question is whether it is different from the spending multipliers during recession and expansion. Nominally speaking, yes. It is true that the spending multiplier is larger during the zero-lower bound period, 0.8 vs. 0.64 during expansion vs. 0.49 during recession. Now I would like to make an argument for the case of those three being constant. To do so, I will use the literature that has been written on this topic, especially Eggertsson (2011). In his work, Eggertsson considers the economy to be in two possible states, zero and close to zero interest rates and positive interest rates. In conclusion, he ends with an estimation of the government spending multiplier for each of the states. During positive interest rates periods, he finds the spending multiplier to be 0.48. This value is very close to my estimation of the recession periods spending multiplier. Then he turns his attention to the zero-lower bound periods. Here he finds the spending multiplier to be 2.4. So he finds the difference in the size of the multipliers to be 1.8 and then he concludes that they truly are different and that the zero-lower bound interest rates have effect on the size of the multiplier. In my case, if I take the difference between the spending multiplier during recession periods and the spending multiplier during zero-lower bound periods I end up with a value of 0.31. Secondly, in my work, I decided to consider the unity as a threshold. The main reason why I decided to do so is that the value of 1 divides spending multipliers into two categories. First category is smaller than 1. This category tends to crowd-out private investment and economic activity. The second category stimulates private economy. Therefore, my conclusion is that it is true that the government spending multiplier is slightly larger during zero-lower bound periods, but the difference is not great enough to be considered significant, especially

in comparison with other literature, and all of them are smaller than 1 and so I consider them to be constant.

2.4 Spending multiplier: Summary of zero-lower bound periods

First, I analyzed the periods going through zero-lower bound state and not paid attention to the state of the economy whether it is going through recession or expansion. This method yielded an estimation of the cumulative government spending multiplier after 8 periods standing at 0.8. Then I focused on the combination of the zero-lower bound periods and recession. The idea behind this came from the work of Michael Woodford (2011). In this work, Woodford concludes that the government spending multiplier is indeed larger during periods of zero-lower bound, but only if the economy is in serious turmoil and the zero interest rates are considered to be bound for a longer period. So I took a sample of 21 observations and followed the standardized method for all states. This resulted in the estimate of the cumulative spending multiplier to be 0.67. Lastly, to follow-up on this test of Woodford's notion, I estimated the government spending multiplier during zero-lower bound periods that are also going through expansion. Here I worked with a sample of 87 observations. The estimated government spending multiplier during such periods is 0.91. So my results vary from high 60s to low 90s in decimal values.

Based on those results, I came to a conclusion that the government spending multiplier remains constant over different states during zero-lower bound periods despite the fact that the multipliers are nominally slight different. The argumentation stays still as provided in the previous sections. Compared to corresponding literature such as Eggertsson (2011) or Woodford (2011), the difference between the multipliers is too small to be considered significant. Also, none of the reaches unity with the cumulative government spending multiplier during zero-lower bound periods and expansion getting the closest.

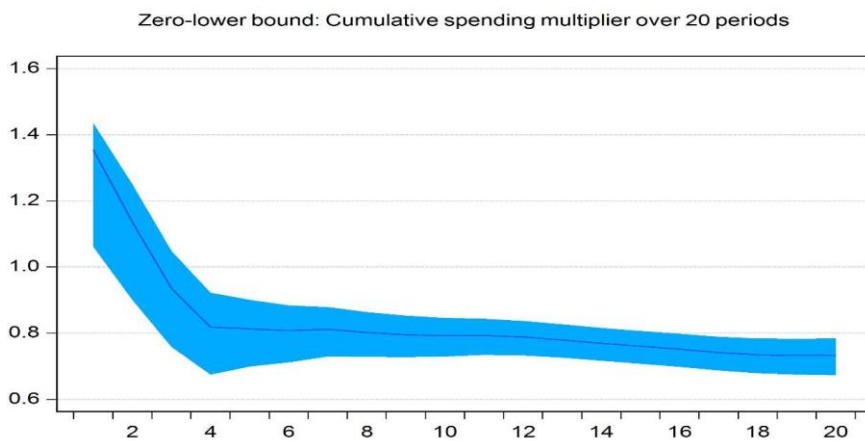


Figure 4. Cumulative spending multiplier over 20 periods. ZLB

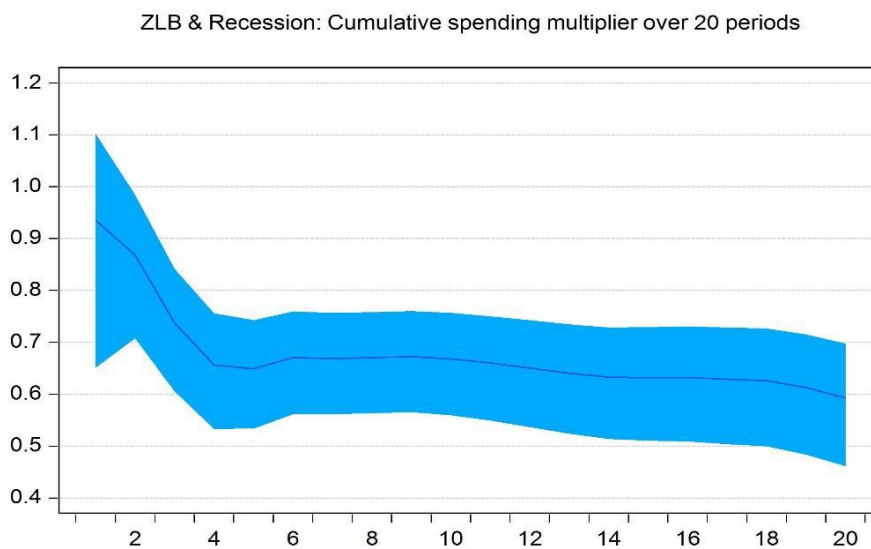


Figure 5. Recession & ZLB: Cumulative spending multiplier over 20 periods

ZLB & Expansion: Cumulative spending multipliers over 20 periods

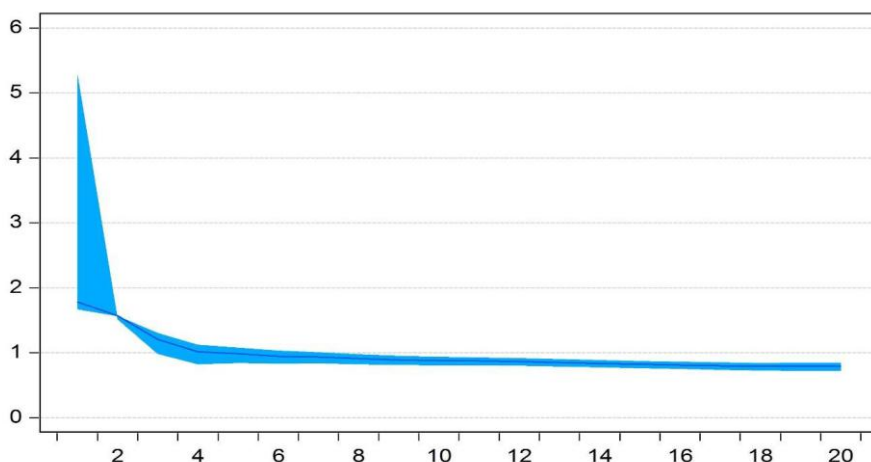


Figure 6 ZLB & Expansion: Cumulative spending multiplier over 20 periods

2.5 Spending multiplier: Summary

In my work, I created 6 different estimates of the government spending multiplier (linear, recession, expansion, zero-lower bound, zero-lower bound & recession, zero-lower bound & expansion). Based on the Keynesian theory, the zero-lower bound multiplier should be largest one and the expansion multiplier the smallest one. Ramey and Zubairy (2014) offer different results based on empirical analysis. In their work, they conclude that the multipliers remain constant over different states of the economy. My results confirm this view. Neither one of the multipliers that I estimated is larger than 1 after 8 periods nor reaches it. When I compare the three basic states, meaning recession, expansion and zero-lower bound, I find that the multiplier during the zero-lower bound periods after 8 periods is indeed the largest one, which would be in line with the Keynesian theory, but due to the very small difference between the multipliers I argue that such difference should not be considered significant, especially in relevance with the corresponding literature and the threshold of unity, and therefore I conclude the multipliers to be constant. Then I focused on the work of Michael Woodford (2011) and his claim that the zero-lower bound periods does bring out larger spending multipliers, but only during periods of recession. I tested this statement by selecting the zero-lower bound periods also struck

by recession and secondly, the zero-lower bound periods going through expansion. My results provide estimated spending multipliers of 0.67 and 0.91. Again, I argue that this is not a significant difference and so I conclude the multipliers to be constant over different states.

2.6 Robustness of the model

Time series are a subject to heteroscedasticity and autocorrelation therefore I apply standard errors correction Newey-West in my model so that the standard errors are heteroscedastic and autocorrelation consistent.

Jorda's local projection method is based on regressions of instrumental variables and therefore the outcome of the whole model is dependent on their correctness and relevance. In this work, I use an instrumental variable of the news series that I expanded upon the original work by Ramey. The news series is a variable of collected military spending news that are unexpected and unanticipated resulting from current political and military events. The main advantage is that by definition, such variable is exogenous to the economy since it is only tied to the military and political events. There is a different problem that needs to be addressed and that is relevance of this variable. To assess the relevance of the news variable I employ F-statistics on every single regression. That means I create F-statistics for every state and every variable of interest (appendix). The variable I am interested in is $mnews1(-1)$. On the confidence level of 95%, I reject the null hypothesis of the zero coefficient during most of the regressions. The exception is the combination of zero-lower bound periods and expansion. Here I find the p-value to be greater than 0.05 for government spending as the dependent variable. In their work, Ramey and Zubairy also deal with a potential problem of low relevance of the instrumental variables. To test this, they employ alternative shock variable to assess its relevance and then combined relevance of the two. Their conclusion is that due to the nature of the local projections and series correlation that goes along with them, the relevance of the instrumental variable might be lower in certain periods. I employ two additional steps to make sure the variables are not biased and relevant. I employ conditional confidence bands on the confidence level of 95% and appropriate number of lags for each regression to deal with serial correlation and standard robust errors. Still,

one needs to be vary of the possible bias during zero-lower bound periods combined with expansion. This also corresponds with my results that yielded inaccurate confidence bands especially during initial periods during zero-lower bound periods going through expansion due to an unusually small response of the government spending variable in the lower-bound estimation. I also tested the model for normality. Here I find the residuals not to be multivariate normal using Cholesky orthogonalization. Despite this finding, due to the fact that I am working with a large sample of over 500 observations, non-normality is to be expected and does not present a major problem and potential bias. The results of all tests are to be found in the appendix.

Conclusion

The topic of the size of the government spending multiplier and its behavior is currently of a great importance for several reason. The size of the government spending multiplier has always been a fiercely debated subject. The main point of the discussion has always been whether the multiplier can, at least during certain periods, be larger than 1. Not only that it has been a topic of debate for academics and economists, due to its potential impacts on the direction of the fiscal policy, it tends to create a clash between two groups among politicians and even among regular citizens. Secondly, as I am writing this work, a big number of western countries, including the United States and the Czech Republic, are experiencing zero interest rates. A commonly accepted Keynesian notion states that constant zero interest rates empower fiscal policy but there has not been enough research done. Lastly, this topic remains as important as it has ever been since the consensus has not been found on either one of the issues surrounding this subject.

I decided to use methodology proposed by Ramey and Zubairy (2014), expand the data frame they used and test their findings. My assumptions and expectations were that the spending multiplier will remain constant over time and over different states of the economy. I decided to follow this approach because I believe it provides the most accurate results over the long period of time. In my work, I use cumulative spending multipliers that take estimate the impact of the initial shock on the n^{th} period by taking into account all n periods. I find this to be a better way to assess real impact of the government spending and therefore the size of the government spending multiplier

that using the common procedure that is based on singling out the peak values. Secondly, I find the defense news series originally created by Ramey to be the best shock variable for the given purposes due to its undeniably exogenous character. My expectations were also rooted in a theoretical background of Ricardian Equivalence. I expected the spending multiplier to be constant because people behave based on their future expectations. For the spending multiplier to increase during recession, the marginal propensity to consume would have to increase. I don't believe that is the case because people adjust their behavior based on their expectations and since any government spending is deficit-funded, they expect that the additional income they receive from it will have to be returned at some point through tax increase. And since they are rational agents, they save the extra income for the upcoming hike in taxes.

I believe that the research on this topic is still at its beginnings. For the further research I believe that different types of spending should be taken into account. For example, I used military as a shock variable, but a case can be made that government investment into infrastructure can yield different responses and different size of the spending multiplier.

In my work, I showed that the spending multipliers remain constant over the time and confirmed the results presented by Ramey and Zubairy (2014) and Barro and Redlick (2011). I also tested the argument made by Woodford (2011) that for the government spending multiplier to be significantly larger, the economy has to be going through recession and zero-lower bound period at the same time. My results imply that even during such times the spending multiplier remains constant.

Bibliography

Auerbach, A., & Gorodnichenko, Y. (2013). Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. In A. Alesian, & F. Giavazzi, *Fiscal Policy After the Financial Crisis* (pp. 63-98). University of Chicago Press.

Aurebach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1-27.

Balke, N. S., & Gordon, R. J. (1989). The Estimation of Prewar Gross National Product: Methodology and New Evidence. *Journal of Political Economy*, 38-92.

Ball, L., Gagnon, J., Honohan, P., & Krogstrup, S. (2016). What Else Can Central Banks Do? *Geneva Reports on the World Economy* 18.

Barro, R. J. (1981). Output Effects of Government Purchases. *Journal of Political Economy*, 1086-1121.

Barro, R. J. (2009, Jan 22). Government Spending Is No Free Lunch . *Wall Street Journal*, p. A.17.

Barro, R. J., & Redlick, C. J. (2011). Macroeconomic Effects From Government Purchases and Taxes. *The Quarterly Journal of Economics*, 51-102.

Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., & Weber, A. (2012). Fiscal Multipliers and the State of the Economy . *IMF Working Papers*.

Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 1329-1368.

Carter, S. B., Gartner, S. S., Haines, M. R., Olmstead, L. A., Sutch, R., & Wright, G. (2006). Historical Statistics of the United States Millennial Edition Online. In S. B. Carter, S. S. Gartner, M. R. Haines, L. A. Olmstead, R. Sutch, & G. Wright, *Historical Statistics of the United States*. Cambridge University Press.

Christiano , L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 78-121.

Coleman, W. (2004). Cambridge, England, or Cambridge, Tasmania? Some Recent Excavations of the Gibling Multiplier. *History of Economics Review*, 1-11.

Corsetti , G., Meier, A., & Muller, G. J. (2012). What Determines Government Spending Multipliers? . *Economic Policy*, 521-565.

- Dimand, R. W. (1997). Hawtrey and the Multiplier. *History of Political Economy*, 549-556.
- Eggertsson, G. B. (2011). What Fiscal Policy is Effective at Zero Interest Rates? *NBER Macroeconomics Annual*, 59-112.
- Friedman, M. (1953). The Methodology of Positive Economics. In M. Friedman, *Essays in positive economics* (pp. 3-43). University of Chicago Press.
- Goodwin, C. D. (1962). Alfred De Lissa and the birth of a multiplier. *Economic Record*, 74-03.
- Gordon, R. J., & Krenn, R. (2010). The End of the Great Depression: VAR Insight on the Roles of Monetary and Fiscal Policy. *NBER Working paper 16380*.
- Hall, R. E. (2009). By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output? *Brookings Papers on Economic Activity*, 183-249.
- Jorda, Ó. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 161-182.
- Kahn, R. F. (1931). The Relation of Home Investment to Unemployment. *The Economic Journal*, 173.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Marcuzzo, M. C. (2002). The Collaboration between J. M. Keynes and R. F. Kahn from the Treatise to the General Theory. *History of Political Economy*, 421-448.
- Olea, J. L., & Pflueger, C. (2013). A Robust Test for Weak Instruments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 358-369.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 1-50.

Ramey, V. A., & Borjas, G. J. (1995). Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 1075-1110.

Ramey, V. A., & Ramey, G. (2010). The Rug Rat Race. *Brookings Papers on Economic Activity*, 129-176.

Ramey, V. A., & Ramey, G. (n.d.). The Rug Rat Race.

Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2014). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. *NBER Working Paper No. 20719*. 21

Ramey, V. A., Zubairy, S., & Owyang, M. T. (2013). Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data. *American Economic Review*, 129-134.

Staiger, D., & Stock, J. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 557.

The National Income Division. (1954). *National Income, 1954 Edition*. Washington: U.S. Government Printing Office.

Weir, D. R. (1992). "A Century of U.S. Unemployment, 1890-1990: Revised Estimates and Evidence for Stabilization. *Research in Economic History*, 301-346.

Woodford, M. (2011). Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1-35.

Zeev, N. B., & Pappa, E. (2015). Multipliers of unexpected increases in defense spending: An empirical investigation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 205-226.

Zubairy, S. (2014). On Fiscal Multipliers: Estimates From A Medium Scale Dsge Model. *International Economic Review*, 169-195.

List of electronic sources

Fed St. Louis, <https://fred.stlouisfed.org/>

NIPA Tables, U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis,
https://www.bea.gov/iTable/index_nipa.cfm

Valerie A. Ramey, <http://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html>

Appendix

Table 1 Summary of cumulative spending multipliers

	EXPANSION	LINEAR	RECESSION	ZLB_EXPANSION	ZLB_RECESSION	ZLB
1	1.29	1.30	1.16	1.78	0.93	1.35
2	1.08	1.08	0.87	1.57	0.87	1.14
3	0.83	0.85	0.65	1.21	0.74	0.94
4	0.66	0.68	0.54	1.01	0.66	0.82
5	0.66	0.66	0.49	0.98	0.65	0.81
6	0.65	0.65	0.48	0.95	0.67	0.81
7	0.65	0.65	0.48	0.94	0.67	0.81
8	0.63	0.63	0.48	0.91	0.67	0.80
9	0.63	0.63	0.50	0.89	0.67	0.80
10	0.65	0.65	0.51	0.88	0.67	0.79
11	0.66	0.66	0.52	0.87	0.66	0.79
12	0.67	0.66	0.52	0.86	0.65	0.79
13	0.67	0.66	0.52	0.85	0.64	0.78
14	0.67	0.66	0.53	0.83	0.63	0.77
15	0.67	0.66	0.54	0.82	0.63	0.76
16	0.66	0.65	0.54	0.81	0.63	0.75
17	0.65	0.65	0.54	0.80	0.63	0.74
18	0.65	0.64	0.54	0.79	0.63	0.73
19	0.65	0.64	0.53	0.79	0.61	0.73
20	0.65	0.64	0.51	0.79	0.59	0.73

Table 2 Summary of the cumulative response of the GDP variable

	EXPANSION	LINEAR	RECESSION	ZLB_EXPANSION	ZLB_RECESSION	ZLB
1	0.002	0.003	0.004	0.002	0.003	0.002
2	0.005	0.008	0.012	0.005	0.011	0.007
3	0.009	0.014	0.019	0.010	0.018	0.013
4	0.014	0.021	0.025	0.017	0.024	0.021
5	0.022	0.030	0.033	0.026	0.032	0.032
6	0.031	0.042	0.041	0.038	0.041	0.045
7	0.043	0.054	0.049	0.052	0.049	0.061
8	0.053	0.067	0.058	0.066	0.056	0.076
9	0.065	0.080	0.067	0.082	0.063	0.093
10	0.079	0.096	0.077	0.099	0.069	0.112
11	0.096	0.114	0.085	0.118	0.074	0.131
12	0.112	0.131	0.093	0.136	0.079	0.151
13	0.126	0.146	0.099	0.153	0.083	0.168
14	0.139	0.160	0.106	0.168	0.087	0.183
15	0.151	0.173	0.113	0.181	0.091	0.197
16	0.160	0.183	0.119	0.192	0.096	0.209
17	0.167	0.191	0.124	0.200	0.101	0.217
18	0.172	0.198	0.128	0.205	0.105	0.224
19	0.177	0.203	0.130	0.211	0.108	0.230
20	0.182	0.208	0.131	0.216	0.110	0.235

Table 3 Summary of the cumulative response of the government spending variable

	EXPANSION	LINEAR	RECESSION	ZLB_EXPANSION	ZLB_RECESSION	ZLB
1	0.002	0.003	0.003	0.001	0.004	0.002
2	0.005	0.008	0.013	0.003	0.012	0.006
3	0.011	0.017	0.029	0.008	0.024	0.014
4	0.021	0.030	0.047	0.016	0.037	0.026
5	0.033	0.046	0.067	0.027	0.050	0.040
6	0.048	0.064	0.085	0.040	0.061	0.056
7	0.066	0.084	0.102	0.055	0.073	0.075
8	0.084	0.106	0.119	0.073	0.083	0.095
9	0.103	0.127	0.136	0.092	0.093	0.117
10	0.123	0.149	0.151	0.113	0.103	0.141
11	0.144	0.173	0.165	0.135	0.112	0.166
12	0.166	0.197	0.178	0.158	0.121	0.191
13	0.188	0.220	0.190	0.180	0.129	0.216
14	0.207	0.242	0.201	0.201	0.137	0.238
15	0.226	0.263	0.211	0.220	0.145	0.259
16	0.243	0.281	0.220	0.237	0.152	0.278
17	0.257	0.296	0.229	0.250	0.160	0.293
18	0.266	0.307	0.238	0.260	0.168	0.305
19	0.274	0.316	0.246	0.268	0.177	0.314
20	0.279	0.323	0.256	0.273	0.186	0.321

Table 4 Linear, RGDP response regression statistics

Dependent Variable: RGDP_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGDP_POT1} = & C(1)*\text{RGDP_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGDP_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGDP_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGDP_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGDP_POT1} \\ & (-5) + C(6)*\text{REALGDP1}(-1) + C(7)*\text{REALGDP1}(-2) + C(8) \\ & * \text{REALGDP1}(-3) + C(9)*\text{REALGDP1}(-4) + C(10)*\text{REALGDP1}(-5) + \\ & C(11)*\text{RNEWS1}(-1) + C(12)*\text{RNEWS1}(-2) + C(13)*\text{RNEWS1}(-3) + \\ & C(14)*\text{RNEWS1}(-4) + C(15)*\text{RNEWS1}(-5) + C(16) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.574186	0.093138	16.90165	0.0000
C(2)	-0.862946	0.151901	-5.680976	0.0000
C(3)	0.511535	0.171859	2.976474	0.0031
C(4)	-0.603570	0.181723	-3.321371	0.0010
C(5)	0.343596	0.094032	3.654055	0.0003
C(6)	-10.30056	4.921318	-2.093050	0.0369
C(7)	18.36264	8.261786	2.222599	0.0267
C(8)	-14.45567	7.286560	-1.983881	0.0478
C(9)	24.03535	7.721877	3.112631	0.0020
C(10)	-17.60440	5.236578	-3.361813	0.0008
C(11)	0.056638	0.016727	3.385943	0.0008
C(12)	-0.004198	0.017070	-0.245915	0.8059
C(13)	0.014227	0.014092	1.009540	0.3132
C(14)	-0.019121	0.017237	-1.109323	0.2678
C(15)	0.063886	0.019787	3.228637	0.0013
C(16)	0.034201	0.012765	2.679351	0.0076
R-squared	0.962653	Mean dependent var		0.985791
Adjusted R-squared	0.961500	S.D. dependent var		0.089769
S.E. of regression	0.017614	Akaike info criterion		-5.208908
Sum squared resid	0.150781	Schwarz criterion		-5.074450
Log likelihood	1323.436	Hannan-Quinn criter.		-5.156156
F-statistic	835.1415	Durbin-Watson stat		2.003320
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		461.6652
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 5 Recession, RGDP response regression statistics

Dependent Variable: RGDP_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 01/02/17 Time: 00:30

Sample (adjusted): 1890Q4 2016Q3

Included observations: 504 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

RGDP_POT1 = C(1)*RGDP_POT1(-1) + C(2)*RGDP_POT1(-2) + C(3)*RGDP_POT1(-3) + C(4)*REALGDP1(-1)*RECESSION1(-1) + C(5)*REALGDP1(-2)*RECESSION1(-2) + C(6)*REALGDP1(-3)*RECESSION1(-3) + C(7)*RNEWS1(-1)*RECESSION1(-1) + C(8)*RNEWS1(-2)*RECESSION1(-2) + C(9)*RNEWS1(-3)*RECESSION1(-3) + C(10)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.412363	0.067206	21.01529	0.0000
C(2)	-0.463820	0.092375	-5.021061	0.0000
C(3)	0.019681	0.048290	0.407550	0.6838
C(4)	-0.408187	0.119570	-3.413783	0.0007
C(5)	0.133419	0.121023	1.102426	0.2708
C(6)	0.032960	0.088750	0.371383	0.7105
C(7)	0.292092	0.041710	7.002917	0.0000
C(8)	0.187332	0.044483	4.211291	0.0000
C(9)	-0.124463	0.036866	-3.376072	0.0008
C(10)	0.032394	0.012727	2.545287	0.0112
R-squared	0.960353	Mean dependent var		0.986019
Adjusted R-squared	0.959630	S.D. dependent var		0.089664
S.E. of regression	0.018016	Akaike info criterion		-5.175523
Sum squared resid	0.160332	Schwarz criterion		-5.091742
Log likelihood	1314.232	Hannan-Quinn criter.		-5.142658
F-statistic	1329.536	Durbin-Watson stat		2.002413
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		819.2463
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 6 Recession & ZLB, RGDP response regression

Dependent Variable: RGDP_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 01/02/17 Time: 00:24

Sample (adjusted): 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGDP_POT1} = & C(1)*\text{RGDP_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGDP_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGDP_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGDP_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGDP_POT1}(-5) \\ & + C(6)*\text{REALGDP1}(-1)*\text{RECESSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(7) \\ & * \text{REALGDP1}(-2)*\text{RECESSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(8)*\text{REALGDP1}(-3) \\ & * \text{RECESSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(9)*\text{REALGDP1}(-4) \\ & * \text{RECESSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(10)*\text{REALGDP1}(-5) \\ & * \text{RECESSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(11)*\text{RNEWS1}(-1) \\ & * \text{RECESSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(12)*\text{RNEWS1}(-2) \\ & * \text{RECESSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(13)*\text{RNEWS1}(-3) \\ & * \text{RECESSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(14)*\text{RNEWS1}(-4) \\ & * \text{RECESSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(15)*\text{RNEWS1}(-5) \\ & * \text{RECESSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(16) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.459240	0.062439	23.37049	0.0000
C(2)	-0.579619	0.104105	-5.567664	0.0000
C(3)	0.248125	0.136352	1.819742	0.0694
C(4)	-0.302045	0.142765	-2.115675	0.0349
C(5)	0.145460	0.074793	1.944841	0.0524
C(6)	-0.301341	0.145066	-2.077277	0.0383
C(7)	0.317477	0.168915	1.879504	0.0608
C(8)	-0.082096	0.197990	-0.414645	0.6786
C(9)	-0.075411	0.224775	-0.335496	0.7374
C(10)	0.133591	0.159989	0.835004	0.4041
C(11)	0.358429	0.021204	16.90408	0.0000
C(12)	0.244050	0.032306	7.554388	0.0000
C(13)	-0.109411	0.037507	-2.917114	0.0037
C(14)	-0.102079	0.031666	-3.223638	0.0014
C(15)	0.233854	0.034870	6.706446	0.0000
C(16)	0.028629	0.012353	2.317675	0.0209
R-squared	0.961160	Mean dependent var		0.985791
Adjusted R-squared	0.959961	S.D. dependent var		0.089769
S.E. of regression	0.017963	Akaike info criterion		-5.169707
Sum squared resid	0.156809	Schwarz criterion		-5.035249
Log likelihood	1313.596	Hannan-Quinn criter.		-5.116955
F-statistic	801.7908	Durbin-Watson stat		2.018786
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		14152.45
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 7 Expansion, RGDP response regression statistics

Dependent Variable: RGDP_POT1
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Sample (adjusted): 1891Q4 2016Q3
 Included observations: 500 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGDP_POT1} = & C(1)*\text{RGDP_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGDP_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGDP_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGDP_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGDP_POT1}(-5) + C(6)*\text{RGDP_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGDP_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{REALGDP1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1) + C(9)*\text{REALGDP1}(-2) \\ & * \text{EXPANSION1}(-2) + C(10)*\text{REALGDP1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3) + \\ & C(11)*\text{REALGDP1}(-4)*\text{EXPANSION1}(-4) + C(12)*\text{REALGDP1}(-5) \\ & * \text{EXPANSION1}(-5) + C(13)*\text{REALGDP1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6) + \\ & C(14)*\text{REALGDP1}(-7)*\text{EXPANSION1}(-7) + C(15)*\text{RNEWS1}(-1) \\ & * \text{EXPANSION1}(-1) + C(16)*\text{RNEWS1}(-2)*\text{EXPANSION1}(-2) + \\ & C(17)*\text{RNEWS1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3) + C(18)*\text{RNEWS1}(-4) \\ & * \text{EXPANSION1}(-4) + C(19)*\text{RNEWS1}(-5)*\text{EXPANSION1}(-5) + \\ & C(20)*\text{RNEWS1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6) + C(21)*\text{RNEWS1}(-7) \\ & * \text{EXPANSION1}(-7) + C(22) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.440832	0.067357	21.39087	0.0000
C(2)	-0.655297	0.115113	-5.692640	0.0000
C(3)	0.360742	0.130892	2.756025	0.0061
C(4)	-0.325201	0.129808	-2.505240	0.0126
C(5)	0.091338	0.099802	0.915192	0.3606
C(6)	0.068795	0.086107	0.798948	0.4247
C(7)	-0.021020	0.047678	-0.440886	0.6595
C(8)	0.339025	0.107059	3.166714	0.0016
C(9)	-0.111827	0.136783	-0.817549	0.4140
C(10)	-0.050276	0.117215	-0.428921	0.6682
C(11)	-0.015950	0.137923	-0.115643	0.9080
C(12)	0.045157	0.109902	0.410889	0.6813
C(13)	-0.142534	0.119355	-1.194204	0.2330
C(14)	0.040222	0.080213	0.501442	0.6163
C(15)	0.041719	0.012274	3.398848	0.0007
C(16)	-0.014824	0.012731	-1.164377	0.2449
C(17)	0.023373	0.014423	1.620573	0.1058
C(18)	-0.011916	0.015992	-0.745144	0.4566
C(19)	0.055143	0.020260	2.721806	0.0067
C(20)	0.003086	0.021480	0.143665	0.8858
C(21)	0.024643	0.019409	1.269683	0.2048
C(22)	0.036462	0.013965	2.610929	0.0093
R-squared	0.962243	Mean dependent var		0.985595
Adjusted R-squared	0.960584	S.D. dependent var		0.089895
S.E. of regression	0.017847	Akaike info criterion		-5.170946
Sum squared resid	0.152253	Schwarz criterion		-4.985503
Log likelihood	1314.736	Hannan-Quinn criter.		-5.098178
F-statistic	580.0941	Durbin-Watson stat		1.974651
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		332.5783
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 8 Expansion & ZLB, RGDP response regression statistics

Dependent Variable: RGDP_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 01/02/17 Time: 00:22

Sample (adjusted): 1891Q4 2016Q3

Included observations: 500 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned}
 \text{RGDP_POT1} = & C(1)*\text{RGDP_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGDP_POT1}(-2) + C(3) \\
 & * \text{RGDP_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGDP_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGDP_POT1} \\
 & (-5) + C(6)*\text{RGDP_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGDP_POT1}(-7) + C(8) \\
 & * \text{REALGDP1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(9)*\text{REALGDP1} \\
 & (-2)*\text{EXPANSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(10)*\text{REALGDP1}(-3) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(11)*\text{REALGDP1}(-4) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(12)*\text{REALGDP1}(-5) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(13)*\text{REALGDP1}(-6) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(14)*\text{REALGDP1}(-7) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(15)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{EXPANSION1} \\
 & (-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(16)*\text{RNEWS1}(-2)*\text{EXPANSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + \\
 & C(17)*\text{RNEWS1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(18) \\
 & * \text{RNEWS1}(-4)*\text{EXPANSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(19)*\text{RNEWS1}(-5) \\
 & * \text{EXPANSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(20)*\text{RNEWS1}(-6)*\text{EXPANSION1} \\
 & (-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(21)*\text{RNEWS1}(-7)*\text{EXPANSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + \\
 & C(22)
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.454958	0.066234	21.96696	0.0000
C(2)	-0.640789	0.112610	-5.690361	0.0000
C(3)	0.312438	0.127078	2.458627	0.0143
C(4)	-0.283962	0.130118	-2.182342	0.0296
C(5)	0.056410	0.103493	0.545063	0.5860
C(6)	0.085505	0.085378	1.001487	0.3171
C(7)	-0.023323	0.046185	-0.505000	0.6138
C(8)	0.245969	0.177694	1.384228	0.1669
C(9)	-0.060847	0.482863	-0.126012	0.8998
C(10)	0.147175	0.365414	0.402762	0.6873
C(11)	-0.209490	0.374077	-0.560019	0.5757
C(12)	-0.553311	0.473332	-1.168970	0.2430
C(13)	0.488339	0.602580	0.810413	0.4181
C(14)	-0.047071	0.352835	-0.133406	0.8939
C(15)	0.022970	0.009826	2.337717	0.0198
C(16)	-0.013351	0.013105	-1.018791	0.3088
C(17)	0.029282	0.014089	2.078325	0.0382
C(18)	-0.004996	0.018889	-0.264465	0.7915
C(19)	0.044131	0.017604	2.506944	0.0125
C(20)	-0.000686	0.024318	-0.028214	0.9775
C(21)	0.038254	0.014984	2.552929	0.0110
C(22)	0.037334	0.014224	2.624712	0.0089
R-squared	0.960799	Mean dependent var		0.985595
Adjusted R-squared	0.959077	S.D. dependent var		0.089895
S.E. of regression	0.018185	Akaike info criterion		-5.133406
Sum squared resid	0.158077	Schwarz criterion		-4.947963
Log likelihood	1305.351	Hannan-Quinn criter.		-5.060639
F-statistic	557.8825	Durbin-Watson stat		1.969820
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		440.5326
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 9 Expansion & ZLB, RGOV response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1892Q1 2016Q3

Included observations: 499 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1}(-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-8) + C(9)*\text{RGOV1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) \\ & + C(10)*\text{RGOV1}(-2)*\text{EXPANSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(11)*\text{RGOV1}(-3) \\ & * \text{EXPANSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(12)*\text{RGOV1}(-4)*\text{EXPANSION1}(-4) \\ & * \text{ZLB1}(-4) + C(13)*\text{RGOV1}(-5)*\text{EXPANSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + \\ & C(14)*\text{RGOV1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(15)*\text{RGOV1}(-7) \\ & * \text{EXPANSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(16)*\text{RGOV1}(-8)*\text{EXPANSION1}(-8) \\ & * \text{ZLB1}(-8) + C(17)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + \\ & C(18)*\text{RNEWS1}(-2)*\text{EXPANSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(19) \\ & * \text{RNEWS1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(20)*\text{RNEWS1}(-4) \\ & * \text{EXPANSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(21)*\text{RNEWS1}(-5)*\text{EXPANSION1}(-5) \\ & * \text{ZLB1}(-5) + C(22)*\text{RNEWS1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + \\ & C(23)*\text{RNEWS1}(-7)*\text{EXPANSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(24) \\ & * \text{RNEWS1}(-8)*\text{EXPANSION1}(-8)*\text{ZLB1}(-8) + C(25) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.611101	0.127785	12.60789	0.0000
C(2)	-0.783639	0.224710	-3.487328	0.0005
C(3)	0.290458	0.186191	1.559997	0.1194
C(4)	-0.359073	0.182904	-1.963176	0.0502
C(5)	0.168760	0.167621	1.006791	0.3145
C(6)	0.284823	0.148869	1.913246	0.0563
C(7)	-0.409408	0.172473	-2.373757	0.0180
C(8)	0.163998	0.084073	1.950649	0.0517
C(9)	0.039645	0.130590	0.303581	0.7616
C(10)	0.386972	0.484341	0.798965	0.4247
C(11)	-0.051842	0.295228	-0.175600	0.8607
C(12)	-0.319816	0.271752	-1.176868	0.2398
C(13)	-0.165150	0.266027	-0.620800	0.5350
C(14)	0.157107	0.259517	0.605383	0.5452
C(15)	0.030547	0.154967	0.197118	0.8438
C(16)	-0.084432	0.112171	-0.752706	0.4520
C(17)	0.015843	0.012475	1.269957	0.2047
C(18)	0.004442	0.007439	0.597127	0.5507
C(19)	0.043466	0.017010	2.555338	0.0109
C(20)	0.003122	0.016351	0.190927	0.8487
C(21)	0.007942	0.012012	0.661168	0.5088
C(22)	0.024681	0.019172	1.287367	0.1986
C(23)	0.019426	0.018809	1.032788	0.3022
C(24)	0.018547	0.010266	1.806623	0.0715
C(25)	0.004855	0.001981	2.451145	0.0146
R-squared	0.987172	Mean dependent var	0.171204	
Adjusted R-squared	0.986523	S.D. dependent var	0.093875	
S.E. of regression	0.010898	Akaike info criterion	-6.151655	
Sum squared resid	0.056296	Schwarz criterion	-5.940602	
Log likelihood	1559.838	Hannan-Quinn criter.	-6.068831	
F-statistic	1519.888	Durbin-Watson stat	1.985148	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	1250.229	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 10 Expansion, RGOV response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 01/02/17 Time: 00:05
 Sample (adjusted): 1891Q4 2016Q3
 Included observations: 500 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
 bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1} \\ & (-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1) + C(9)*\text{RGOV1}(-2)*\text{EXPANSION1} \\ & (-2) + C(10)*\text{RGOV1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3) + C(11)*\text{RGOV1}(-4) \\ & * \text{EXPANSION1}(-4) + C(12)*\text{RGOV1}(-5)*\text{EXPANSION1}(-5) + C(13) \\ & * \text{RGOV1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6) + C(14)*\text{RGOV1}(-7)*\text{EXPANSION1} \\ & (-7) + C(15)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{EXPANSION1}(-1) + C(16)*\text{RNEWS1}(-2) \\ & * \text{EXPANSION1}(-2) + C(17)*\text{RNEWS1}(-3)*\text{EXPANSION1}(-3) + \\ & C(18)*\text{RNEWS1}(-4)*\text{EXPANSION1}(-4) + C(19)*\text{RNEWS1}(-5) \\ & * \text{EXPANSION1}(-5) + C(20)*\text{RNEWS1}(-6)*\text{EXPANSION1}(-6) + \\ & C(21)*\text{RNEWS1}(-7)*\text{EXPANSION1}(-7) + C(22) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.578157	0.139224	11.33542	0.0000
C(2)	-0.761666	0.244569	-3.114321	0.0020
C(3)	0.311501	0.194508	1.601479	0.1099
C(4)	-0.405454	0.212287	-1.909937	0.0567
C(5)	0.244875	0.201697	1.214074	0.2253
C(6)	0.121766	0.152298	0.799527	0.4244
C(7)	-0.131451	0.072602	-1.810563	0.0708
C(8)	0.054354	0.049144	1.106025	0.2693
C(9)	0.047194	0.071916	0.656228	0.5120
C(10)	0.015468	0.060855	0.254171	0.7995
C(11)	-0.022933	0.053977	-0.424870	0.6711
C(12)	-0.066855	0.059788	-1.118190	0.2640
C(13)	0.099509	0.060290	1.650502	0.0995
C(14)	0.004475	0.038361	0.116646	0.9072
C(15)	0.034583	0.016169	2.138768	0.0330
C(16)	-0.003373	0.015279	-0.220781	0.8254
C(17)	0.047499	0.015461	3.072192	0.0022
C(18)	0.015284	0.023218	0.658276	0.5107
C(19)	0.008199	0.016077	0.509980	0.6103
C(20)	0.022203	0.018581	1.194914	0.2327
C(21)	0.015572	0.017430	0.893401	0.3721
C(22)	0.004082	0.001877	2.175195	0.0301
R-squared	0.987115	Mean dependent var		0.170953
Adjusted R-squared	0.986549	S.D. dependent var		0.093949
S.E. of regression	0.010896	Akaike info criterion		-6.157843
Sum squared resid	0.056749	Schwarz criterion		-5.972400
Log likelihood	1561.461	Hannan-Quinn criter.		-6.085076
F-statistic	1743.805	Durbin-Watson stat		1.948134
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		2309.037
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 11 Recession, RGOV Response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1891Q4 2016Q3

Included observations: 500 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1} \\ & (-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV1}(-1)*\text{RECESSION1}(-1) + C(9)*\text{RGOV1}(-2)*\text{RECESSION1} \\ & (-2) + C(10)*\text{RGOV1}(-3)*\text{RECESSION1}(-3) + C(11)*\text{RGOV1}(-4) \\ & * \text{RECESSION1}(-4) + C(12)*\text{RGOV1}(-5)*\text{RECESSION1}(-5) + C(13) \\ & * \text{RGOV1}(-6)*\text{RECESSION1}(-6) + C(14)*\text{RGOV1}(-7) \\ & * \text{RECESSION1}(-7) + C(15)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{RECESSION1}(-1) + \\ & C(16)*\text{RNEWS1}(-2)*\text{RECESSION1}(-2) + C(17)*\text{RNEWS1}(-3) \\ & * \text{RECESSION1}(-3) + C(18)*\text{RNEWS1}(-4)*\text{RECESSION1}(-4) + \\ & C(19)*\text{RNEWS1}(-5)*\text{RECESSION1}(-5) + C(20)*\text{RNEWS1}(-6) \\ & * \text{RECESSION1}(-6) + C(21)*\text{RNEWS1}(-7)*\text{RECESSION1}(-7) + \\ & C(22) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.477070	0.127563	11.57918	0.0000
C(2)	-0.453314	0.182458	-2.484486	0.0133
C(3)	0.312400	0.198826	1.571228	0.1168
C(4)	-0.523963	0.152558	-3.434519	0.0006
C(5)	0.035440	0.135247	0.262042	0.7934
C(6)	0.282741	0.120044	2.355314	0.0189
C(7)	-0.137152	0.052737	-2.600648	0.0096
C(8)	-0.121198	0.203427	-0.595781	0.5516
C(9)	-0.440144	0.298545	-1.474295	0.1411
C(10)	0.118891	0.380451	0.312500	0.7548
C(11)	-0.050356	0.245671	-0.204972	0.8377
C(12)	0.366509	0.208338	1.759205	0.0792
C(13)	-0.120182	0.271062	-0.443373	0.6577
C(14)	-0.204715	0.181445	-1.128246	0.2598
C(15)	0.296013	0.091756	3.226098	0.0013
C(16)	0.442083	0.067876	6.513102	0.0000
C(17)	0.209446	0.075669	2.767917	0.0059
C(18)	-0.159802	0.098180	-1.627638	0.1043
C(19)	-0.110673	0.058612	-1.888209	0.0596
C(20)	-0.094118	0.074669	-1.260468	0.2081
C(21)	0.099595	0.032286	3.084786	0.0022
C(22)	0.001907	0.000812	2.347232	0.0193
R-squared	0.990211	Mean dependent var		0.170953
Adjusted R-squared	0.989781	S.D. dependent var		0.093949
S.E. of regression	0.009497	Akaike info criterion		-6.432599
Sum squared resid	0.043116	Schwarz criterion		-6.247157
Log likelihood	1630.150	Hannan-Quinn criter.		-6.359832
F-statistic	2302.411	Durbin-Watson stat		1.959746
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		6500.237
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 12 Recession & ZLB, RGOV response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1892Q1 2016Q3

Included observations: 499 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1} \\ & (-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-8) + C(9)*\text{RGOV1}(-1)*\text{RECESSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) \\ & + C(10)*\text{RGOV1}(-2)*\text{RECESSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(11)*\text{RGOV1} \\ & (-3)*\text{RECESSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(12)*\text{RGOV1}(-4) \\ & * \text{RECESSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(13)*\text{RGOV1}(-5)*\text{RECESSION1} \\ & (-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(14)*\text{RGOV1}(-6)*\text{RECESSION1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + \\ & C(15)*\text{RGOV1}(-7)*\text{RECESSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(16)*\text{RGOV1}(-8) \\ & * \text{RECESSION1}(-8)*\text{ZLB1}(-8) + C(17)*\text{RNEWS1}(-1) \\ & * \text{RECESSION1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(18)*\text{RNEWS1}(-2) \\ & * \text{RECESSION1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(19)*\text{RNEWS1}(-3) \\ & * \text{RECESSION1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(20)*\text{RNEWS1}(-4) \\ & * \text{RECESSION1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(21)*\text{RNEWS1}(-5) \\ & * \text{RECESSION1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(22)*\text{RNEWS1}(-6) \\ & * \text{RECESSION1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(23)*\text{RNEWS1}(-7) \\ & * \text{RECESSION1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(24)*\text{RNEWS1}(-8) \\ & * \text{RECESSION1}(-8)*\text{ZLB1}(-8) + C(25) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.592739	0.165393	9.630051	0.0000
C(2)	-0.652200	0.260953	-2.499306	0.0128
C(3)	0.278879	0.200537	1.390659	0.1650
C(4)	-0.500356	0.157448	-3.177918	0.0016
C(5)	0.227806	0.191818	1.187615	0.2356
C(6)	0.295485	0.148794	1.985864	0.0476
C(7)	-0.362773	0.193165	-1.878044	0.0610
C(8)	0.114455	0.088815	1.288680	0.1981
C(9)	-0.128474	0.250751	-0.512358	0.6086
C(10)	0.329106	0.543059	0.606022	0.5448
C(11)	-0.280882	0.541032	-0.519161	0.6039
C(12)	-0.023906	0.328759	-0.072716	0.9421
C(13)	0.044910	0.638593	0.070327	0.9440
C(14)	0.324458	0.597447	0.543073	0.5873
C(15)	-0.371929	0.378910	-0.981576	0.3268
C(16)	0.120547	0.343283	0.351160	0.7256
C(17)	0.442657	0.015007	29.49575	0.0000
C(18)	0.366792	0.080681	4.546184	0.0000
C(19)	0.156399	0.087324	1.791032	0.0739
C(20)	-0.207180	0.073193	-2.830584	0.0048
C(21)	0.003995	0.109967	0.036329	0.9710
C(22)	0.040602	0.100450	0.404202	0.6862
C(23)	0.080127	0.042705	1.876286	0.0612
C(24)	-0.075368	0.044494	-1.693904	0.0909
C(25)	0.001510	0.000868	1.739219	0.0826
R-squared	0.989046	Mean dependent var		0.171204
Adjusted R-squared	0.988492	S.D. dependent var		0.093875
S.E. of regression	0.010071	Akaike info criterion		-6.309569
Sum squared resid	0.048073	Schwarz criterion		-6.098517
Log likelihood	1599.238	Hannan-Quinn criter.		-6.226745
F-statistic	1783.267	Durbin-Watson stat		2.002103
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		1913725.
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 13 Linear, RGOV response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1892Q3 2016Q3

Included observations: 497 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1}(-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-8) + C(9)*\text{RGOV_POT1}(-9) + C(10)*\text{RGOV_POT1}(-10) + C(11)*\text{RGOV1}(-1) + C(12)*\text{RGOV1}(-2) + C(13)*\text{RGOV1}(-3) \\ & + C(14)*\text{RGOV1}(-4) + C(15)*\text{RGOV1}(-5) + C(16)*\text{RGOV1}(-6) + C(17)*\text{RGOV1}(-7) + C(18)*\text{RGOV1}(-8) + C(19)*\text{RGOV1}(-9) + C(20) \\ & * \text{RGOV1}(-10) + C(21)*\text{RNEWS1}(-1) + C(22)*\text{RNEWS1}(-2) + C(23) \\ & * \text{RNEWS1}(-3) + C(24)*\text{RNEWS1}(-4) + C(25)*\text{RNEWS1}(-5) + C(26)*\text{RNEWS1}(-6) + C(27)*\text{RNEWS1}(-7) + C(28)*\text{RNEWS1}(-8) + \\ & C(29)*\text{RNEWS1}(-9) + C(30)*\text{RNEWS1}(-10) + C(31) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.543293	0.128081	12.04938	0.0000
C(2)	-0.732848	0.230255	-3.182772	0.0016
C(3)	0.250572	0.207221	1.209203	0.2272
C(4)	-0.331230	0.173388	-1.910338	0.0567
C(5)	0.222601	0.178657	1.245971	0.2134
C(6)	0.179303	0.132022	1.358131	0.1751
C(7)	-0.350064	0.141871	-2.467478	0.0140
C(8)	0.133482	0.166090	0.803671	0.4220
C(9)	0.115123	0.129665	0.887850	0.3751
C(10)	-0.080690	0.068115	-1.184618	0.2368
C(11)	3.788337	2.638518	1.435782	0.1517
C(12)	-3.256508	4.531383	-0.718657	0.4727
C(13)	-3.367670	3.501667	-0.961733	0.3367
C(14)	2.971657	3.401793	0.873556	0.3828
C(15)	3.573611	3.164228	1.129379	0.2593
C(16)	-1.879289	2.527681	-0.743483	0.4576
C(17)	-4.544724	3.098229	-1.466878	0.1431
C(18)	7.028666	3.092190	2.273038	0.0235
C(19)	-3.399010	2.684544	-1.266141	0.2061
C(20)	-0.791586	2.045549	-0.386980	0.6989
C(21)	0.038004	0.017996	2.111831	0.0352
C(22)	0.008929	0.015514	0.575533	0.5652
C(23)	0.055678	0.015236	3.654458	0.0003
C(24)	0.013142	0.023951	0.548700	0.5835
C(25)	0.011938	0.012076	0.988564	0.3234
C(26)	0.015296	0.014562	1.050448	0.2941
C(27)	0.020244	0.015941	1.269911	0.2048
C(28)	0.007530	0.014453	0.521016	0.6026
C(29)	0.000717	0.014108	0.050802	0.9595
C(30)	0.030901	0.012903	2.394848	0.0170
C(31)	0.004009	0.001760	2.277678	0.0232
R-squared	0.988939	Mean dependent var	0.171679	
Adjusted R-squared	0.988227	S.D. dependent var	0.093764	
S.E. of regression	0.010174	Akaike info criterion	-6.277636	
Sum squared resid	0.048235	Schwarz criterion	-6.015129	
Log likelihood	1590.993	Hannan-Quinn criter.	-6.174602	
F-statistic	1388.765	Durbin-Watson stat	2.013932	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	3001.456	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 14 ZLB, RGDP response regression statistics

Dependent Variable: RGDP_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 01/02/17 Time: 00:32

Sample (adjusted): 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\text{RGDP_POT1} = \text{C}(1)*\text{RGDP_POT1}(-1) + \text{C}(2)*\text{RGDP_POT1}(-2) + \text{C}(3)*\text{RGDP_POT1}(-3) + \text{C}(4)*\text{RGDP_POT1}(-4) + \text{C}(5)*\text{RGDP_POT1}(-5) + \text{C}(6)*\text{REALGDP1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + \text{C}(7)*\text{REALGDP1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + \text{C}(8)*\text{REALGDP1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + \text{C}(9)*\text{REALGDP1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + \text{C}(10)*\text{REALGDP1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + \text{C}(11)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + \text{C}(12)*\text{RNEWS1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + \text{C}(13)*\text{RNEWS1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + \text{C}(14)*\text{RNEWS1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + \text{C}(15)*\text{RNEWS1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + \text{C}(16)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.460566	0.066652	21.91345	0.0000
C(2)	-0.648187	0.112124	-5.780980	0.0000
C(3)	0.319019	0.133117	2.396523	0.0169
C(4)	-0.318036	0.135271	-2.351101	0.0191
C(5)	0.150731	0.071261	2.115184	0.0349
C(6)	-0.136802	0.126036	-1.085418	0.2783
C(7)	0.284321	0.158367	1.795329	0.0732
C(8)	-0.272304	0.321836	-0.846095	0.3979
C(9)	0.401533	0.388496	1.033559	0.3019
C(10)	-0.287666	0.225335	-1.276614	0.2023
C(11)	0.039085	0.014279	2.737164	0.0064
C(12)	0.002598	0.019740	0.131638	0.8953
C(13)	0.017224	0.015968	1.078661	0.2813
C(14)	-0.011143	0.018239	-0.610935	0.5415
C(15)	0.057575	0.021231	2.711782	0.0069
C(16)	0.034729	0.013251	2.620824	0.0090
R-squared	0.960300	Mean dependent var		0.985791
Adjusted R-squared	0.959074	S.D. dependent var		0.089769
S.E. of regression	0.018160	Akaike info criterion		-5.147800
Sum squared resid	0.160282	Schwarz criterion		-5.013343
Log likelihood	1308.098	Hannan-Quinn criter.		-5.095049
F-statistic	783.7156	Durbin-Watson stat		2.015266
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		505.2237
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Table 15 ZLB, RGOV response regression statistics

Dependent Variable: RGOV_POT1

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Sample (adjusted): 1891Q4 2016Q3

Included observations: 500 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

$$\begin{aligned} \text{RGOV_POT1} = & C(1)*\text{RGOV_POT1}(-1) + C(2)*\text{RGOV_POT1}(-2) + C(3) \\ & * \text{RGOV_POT1}(-3) + C(4)*\text{RGOV_POT1}(-4) + C(5)*\text{RGOV_POT1}(-5) + C(6)*\text{RGOV_POT1}(-6) + C(7)*\text{RGOV_POT1}(-7) + C(8) \\ & * \text{RGOV1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(9)*\text{RGOV1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(10) \\ & * \text{RGOV1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(11)*\text{RGOV1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(12) \\ & * \text{RGOV1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(13)*\text{RGOV1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(14) \\ & * \text{RGOV1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(15)*\text{RNEWS1}(-1)*\text{ZLB1}(-1) + C(16) \\ & * \text{RNEWS1}(-2)*\text{ZLB1}(-2) + C(17)*\text{RNEWS1}(-3)*\text{ZLB1}(-3) + C(18) \\ & * \text{RNEWS1}(-4)*\text{ZLB1}(-4) + C(19)*\text{RNEWS1}(-5)*\text{ZLB1}(-5) + C(20) \\ & * \text{RNEWS1}(-6)*\text{ZLB1}(-6) + C(21)*\text{RNEWS1}(-7)*\text{ZLB1}(-7) + C(22) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.571841	0.128453	12.23674	0.0000
C(2)	-0.760308	0.234122	-3.247482	0.0012
C(3)	0.341120	0.198165	1.721396	0.0858
C(4)	-0.450381	0.204995	-2.197029	0.0285
C(5)	0.252270	0.190508	1.324197	0.1861
C(6)	0.144739	0.139646	1.036467	0.3005
C(7)	-0.130043	0.066503	-1.955452	0.0511
C(8)	0.326254	0.443786	0.735161	0.4626
C(9)	0.652317	0.673601	0.968403	0.3333
C(10)	-0.439571	0.513129	-0.856649	0.3921
C(11)	-0.065513	0.615941	-0.106362	0.9153
C(12)	-0.577182	0.781384	-0.738666	0.4605
C(13)	0.651388	0.783985	0.830868	0.4065
C(14)	-0.807279	0.559375	-1.443182	0.1496
C(15)	0.029327	0.017613	1.665097	0.0965
C(16)	0.019705	0.014789	1.332413	0.1834
C(17)	0.047138	0.016072	2.933037	0.0035
C(18)	-0.007250	0.023541	-0.307977	0.7582
C(19)	0.009287	0.012671	0.732935	0.4640
C(20)	0.027824	0.020131	1.382162	0.1676
C(21)	0.024599	0.020893	1.177392	0.2396
C(22)	0.004672	0.001897	2.462637	0.0141
R-squared	0.986970	Mean dependent var	0.170953	
Adjusted R-squared	0.986398	S.D. dependent var	0.093949	
S.E. of regression	0.010957	Akaike info criterion	-6.146664	
Sum squared resid	0.057387	Schwarz criterion	-5.961221	
Log likelihood	1558.666	Hannan-Quinn criter.	-6.073896	
F-statistic	1724.167	Durbin-Watson stat	1.951747	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	1495.863	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Figure 7 Granger causality of the GDP variable, Full sample

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502

Dependent variable: RGDP_POT1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
REALGDP1	14.03190	5	0.0154
RNEWS1	46.38657	5	0.0000
All	60.14522	10	0.0000

Figure 8 Granger causality of the government spending variable, Full sample

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502

Dependent variable: RGOV_POT1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RGOV1	43.04415	5	0.0000
RNEWS1	103.9302	5	0.0000
All	147.6426	10	0.0000

Figure 9 Serial correlation test, full sample

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1892Q3 2016Q3

Included observations: 497

Lags	LM-Stat	Prob
1	7.623750	0.5725
2	10.82471	0.2879
3	15.24743	0.0844
4	8.550996	0.4797
5	19.96760	0.0181
6	19.18619	0.0237
7	14.84185	0.0954
8	13.98771	0.1228
9	4.043324	0.9085
10	9.940219	0.3553
11	11.55001	0.2399

Probs from chi-square with 9 df.

Figure 10 Serial correlation test, full sample

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1891Q2 2016Q3

Included observations: 502

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.217005	0.8150
2	13.76019	0.1311
3	5.535894	0.7853
4	5.074466	0.8278
5	15.10936	0.0880
6	3.499604	0.9412

Probs from chi-square with 9 df.

Figure 11 Normality test, GDP variable, full sample

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Sample: 1891Q2 2016Q3
 Included observations: 502

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.696850	40.62848	1	0.0000
2	-0.603746	30.49729	1	0.0000
3	6.317272	3338.963	1	0.0000
Joint		3410.089	3	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.024072	191.2831	1	0.0000
2	9.199786	803.9811	1	0.0000
3	63.41681	76349.83	1	0.0000
Joint		77345.09	3	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	231.9116	2	0.0000
2	834.4784	2	0.0000
3	79688.79	2	0.0000
Joint	80755.18	6	0.0000

Figure 12 Normality test, government spending variable, full sample

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Sample: 1892Q3 2016Q3
 Included observations: 497

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.623234	32.17416	1	0.0000
2	-0.359565	10.70929	1	0.0011
3	6.490351	3489.326	1	0.0000
Joint		3532.209	3	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	17.21896	4186.784	1	0.0000
2	4.736459	62.44160	1	0.0000
3	63.55596	75937.96	1	0.0000
Joint		80187.19	3	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4218.958	2	0.0000
2	73.15089	2	0.0000
3	79427.29	2	0.0000
Joint	83719.40	6	0.0000

EASY MONEY POLICY FEDU V OBDOBÍ PŘEDSEDNICTVÍ ALANA GREENSPAN A V RADĚ GUVERNÉRŮ (1987-2006)

František Mašek

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xmasf01@vse.cz*

Abstrakt

Hlavním tématem práce je měnová politika Fedu v období, kdy Radě guvernérů předsedal Alan Greenspan. Největší pozornost je v práci věnována vlivu uvolněné měnové politiky Fedu na vznik nejprve takzvané dot-com bubble a posléze pozdější krize finanční. Na základě důkladné analýzy mnoha odborných textů známých ekonomů a vlastního rozboru a zhodnocení zastávám názor, že vliv expanzivní měnové politiky na bublinu technologických aktiv a na finanční krizi byl spíše minoritní. Fed veškeré své kroky podřizoval dosažení svých měnověpolitických cílů, takže kritika jím prováděné měnové politiky je v podstatě kritikou těchto cílů jako takových. Za příčinu dot-com bubble považuji vznik nových technologií a takzvanou teorii zpětné vazby. U krize hypoteční a následně finanční považuji za klíčové determinanty neochotu vládních činitelů silněji regulovat činnost investičních bank a společností, morální hazard, selhání ratingových agentur a federální podporu vlastnického bydlení spojenou s deregulací finančního sektoru.

Klíčová slova

měnová politika, Federální rezervní systém, krátkodobé úrokové sazby, dot-com bublina, hypoteční krize, finanční krize, USA, Alan Greenspan

JEL classification

E52, E58, E44, N12, G24

Úvod

V letech 2007 až 2009 postihla americké hospodářství finanční krize doprovázená recesí, která se posléze přenesla i na starý kontinent. Jednalo se o nejcitelnější ekonomické zpomalení, kterému největší ekonomika světa čelila od 30. let minulého století. K faktorům, které jsou často zmiňovány v kontextu problémů z konce minulé dekády, patří měnová politika Fedu. Její expanzivní podoba je mnoha odborníka považována za klíčový

determinant krize. Nezapomínejme však také, že Alan Greenspan s kolegy z FOMC uvolněnou měnovou politikou reagoval na slabý růst amerického hospodářství po splasknutí takzvané dot-com bubble. Vliv Fedu na technologickou akciovou bublinu je již diskutován méně, přesto jeho role při mnoha diskuzích zmiňována je. Jaký byl vliv uvolněné měnové politiky Fedu v časech předsednictví Alana Greenspana v Radě guvernérů? Stála monetární politika za vznikem dot-com bubble i následné finanční krize? A jaké jsou případně další vlivy, které zmiňované události pomohly rozpoutat? To jsou klíčové zkoumané otázky práce.

Vzhledem k tématu práce jsem jako strukturu zvolil chronologické řazení událostí. V teoretické části práce je použita metoda deskripce. V části praktické posléze analýza, indukce a dedukce. Hypotéza práce o vlivu měnové politiky jako hlavního faktoru bubliny technologických akcií a následné finanční krize je testována pomocí analýzy s využitím mnoha odborných textů od světově respektovaných odborníků rozličných názorů.

V práci používám dva druhy literatury. První se věnuje samotné měnové politice Fedu a událostem, kterým musel Alan Greenspan v čele instituce čelit. Zde zmíním zejména jeho autobiografii *Věk turbulencí* či podrobnou studii od uznávaného ekonomy G. Mankiwa *U. S. Monetary Policy During the 1990s*. Kritický pohled na účinkování Fedu v období Greenspana podává kniha *Greenspanovy bubliny* od Fleckeinsteina a Sheenana. Druhou složkou literatury využívané v této práci jsou publikace věnující se dot-com bubble a finanční krizi. První zmiňovanou událost zevrubně analyzoval známý finančník R. Shiller v knize *Irrational Exuberance*. Co se týče finanční krize, publikací věnující se tomuto tématu je nepřehledné množství, za všechny zmíním *Politics of Recession* od M. Murrayho, Mishkinovo *Over the Cliff: From the Subprime to the Global Financial Crisis*, *Návrat ekonomické krize* od Krugmana či *The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong* od Taylora.

1. Zhodnocení příčin dot-com bubble a vlivu měnové politiky Fedu na rozpoutání akciové bubliny

Vzhledem k omezené délce práce jsem nucen vynechat události 90. let a rovnou se v práci přesouvám ke zhodnocení příčin technologické akciové bubliny. Pádu akciových trhů v roce 1987, recesi z počátku 90. let a událostem z konce dekády (devalvace rublu, pád LTCM, Y2K problem) se věnuji podrobně v bakalářské práci.

Příčiny dot-com

Za ty nejvýraznější faktory považuji rozmach nových technologií, zejména tedy internetu a poté chování investorů, jenž lze nejlépe popsat teorií zpětné vazby popsanou Robertem Shillerem (Shiller, 2010, s. 95–96). Vznik internetu podle mého názoru byl dosti silným katalytickým faktorem, jenž dokázal v investorech vytvořit pocit, že jsou možná svědky oné, v té době často zmiňované, *nové ekonomiky*. Rozvoj internetu naprosto změnil přístup k informacím, což v investorech značně posílilo pocit sebedůvěry při odhadování budoucích zisků.

Faktor internetu byl natolik přelomovou věcí, že dokázal nastartovat prvotní růst akciových titulů. S tím jak ceny akcií rostly a síla internetu se ukazovala stále více, se investoři neustále dokola přesvědčovali o pravdivosti svých predikcí. Tím hnali ceny akcií stále výše. Celý proces byl navíc zesílen i investory, kteří si byli jisti nadhodnoceností trhu, avšak nechtěli si nechat uniknout příležitost na bublině také nevydělat.

Tento psychologický jev nazvaný teorie zpětné vazby stál v historii za veškerými spekulativními bublinami. Pokud dojde k nastartování takového procesu, šance ho zastavit bez zásahu do reálné ekonomiky je velice malá.

To je i důvod, proč zastávám názor, že měnová politika Fedu nepatří mezi klíčové faktory, které dot-com zapříčinily. Fed mohl s takovýmto jednáním investorů bojovat pouze výraznou restriktivní politikou, čímž by však přestal sledovat své měnověpolitické cíle.

Přesto Alan Greenspan a jeho kolegové v americké centrální bance, podle mého soudu, nemohou mít úplně čisté svědomí. Za prvé je zřetelné, že k největšímu nafouknutí bubliny došlo právě po jejich expanzivní měnové politice z roku 1998, ke které došlo v reakci

na Y2K hrozbu, pád LTCM a devalvaci rublu. Snížení sazeb o 0,75 % bylo podle mého názoru přehnanou reakcí na tehdejší vývoj amerického hospodářství. Druhý důvod, který lze Fedu vyčítat, je podle mého ten, že se rostoucí bublinu nesnažili zastavit již v průběhu druhé poloviny dekády. Je zřejmé, že bublinu jen těžko lze rozeznat v úplném počátku. Přesto bylo již mezi lety 1995 až 1998 jasné, že akciové trhy jsou nadhodnocené. Ostatně projev Alana Greenspana z roku 1996 o *irrational exuberance* ukazuje, že stejného názoru byl i on sám. FOMC udělal dobře, že se nesnažil bublinu propíchnout zvýšením sazeb, nýbrž sledoval své primární cíle. Přesto Fed měl k dispozici několik nástrojů, kterými bylo možné investiční nadšení zpomalit. Jedním z nich byla například změna výše mezního dluhu (% částky, jenž investor může investovat formou půjčky) (Fleckenstein, Sheenan, 2009, s. 78). Navíc je třeba říci, že Greenspan spíše, než aby investory krotil před přehnanými očekáváními, jejich euforii svými prohlášeními o technologiích a produktivitě naopak příživoval.

Přesto považuji vliv Fedu na vzniku dot-com bubble za minoritní. Snížení sazeb v roce 1998 mohlo bublinu zrychlit a pravděpodobně i trochu navýšit ceny akcií. Avšak k nafouknutí bubliny by podle mého soudu došlo i bez tohoto zásahu. Možná by jen růst akcií trval delší dobu a bublina by splaskla o nějaký čas později. S optimistickými očekáváními investorů popsanými teorií zpětné vazby, které vznikly na základě rozmachu internetu, mohl Fed bojovat jen velmi těžko. Diskutabilní však zůstává fakt, že se o to ani nikdy nepokusil.

2. Reakce měnové politiky na události v období od dot-com bubble do odchodu Alana Greenspana z Fedu

Recese v roce 2001

FOMC nezareagoval na splasknutí bubliny okamžitým snížením úrokových sazeb. Až do konce roku 2000 zůstaly sazby nezměněny. Již na začátku ledna však došlo k náhlému skokovému uvolnění měnové politiky, když byla federal funds rate snížena o 0,5 p. b. formou telekonference členů FOMC (Greenspan, 2008, s. 220). Do konce roku 2001 byly poté úrokové sazby sníženy ještě jedenáctkrát, když se dostaly

až na hodnotu 1,75 % (Board of Governors of the Federal Reserve System, Open Market Operations, 2013).

Na základě razantního uvolnění měnových podmínek v roce 2001 vyvstává otázka, zda Fed v roce 2000 „nezaspal“ a nezačal se snižováním sazeb pozdě. Je možné, že pokud by došlo k mírnému uvolnění měnové politiky již v průběhu roku 2000, nemusela by posléze expanzivní monetární politika být v roce 2001 tak razantně skoková.

V roce 2001 se hospodářství Spojených států sice ocitlo v recesi, avšak je třeba dodat, že velmi slabé. Produkt klesal jen ve dvou kvartálech a navíc míra poklesu byla sotva větší než 1% (National Bureau of Economic Research, Real Gross Domestic Product, 2016)

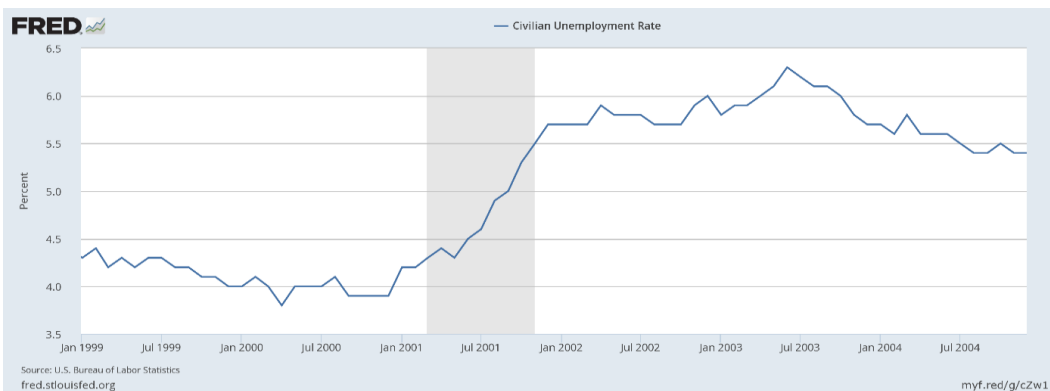
Uvolněná měnová politika až do roku 2004

Uvolněná měnová politika Fedu pokračovala i v roce 2002. Nejenže sazby zůstávaly na nízkých hodnotách, ale ve druhé polovině roku byly dokonce sníženy o dalšího půl procentního bodu až na 1,25%. A situace se opakovala i v roce 2003, kdy se sazby v červnu dostaly až na 1% (Board of Governors of the Federal Reserve System, Open Market Operations, 2016). Tento krok je částí odborné veřejnosti považován za spouštěč realitní bubliny, jelikož uvolněné úvěrové podmínky na americkém trhu notně podporovaly domácnosti v zadlužování se a dovolovaly, aby hypotéku dostali i lidé, jenž by na ni při vyšších sazbách nedosáhly. Osobně však považuji uvolněnou měnovou politiku Fedu za naprosto pochopitelnou a pokusím se uvést důvody, proč tomu tak je.

Slabý ekonomický růst po skončení recese

Po splasknutí dot-com bubble bylo mnoho firem nuceno odepisovat nevydařené investice, některé společnosti situaci neustály a zbankrotovaly. Velká část firem, která přežila, byla nucena zeštíhlit své stavy. To všechno vedlo k propouštění zaměstnanců. Splasknutí bubliny také snížilo bohatství domácností, což zapříčinilo pokles spotřeby. Výsledkem byla již zmiňovaná krátkodobá recese z roku 2001. Výmluvně situaci ukazuje míra nezaměstnanosti v USA, která mezi lety 2000 a 2003 i přes silně expanzivní měnovou politiku Fedu vzrostla o 2 %.

Graf 1: Vývoj změny HDP USA ve stálých cenách mezi lety 1990 až 1994 (čtvrtletně v %)



Zdroj: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *Civil Unemployment Rate*. [online]. Federal Reserve Bank of St. Luis [cit. 2017-03-10]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE>

I s ohledem na citelně klesající míru inflace mezi lety 2000 až 2002 (National Bureau of Economic Research, Inflation, 2016), považuji uvolnění měnové podmínky z let 2000 až 2003 z hlediska sledování měnověpolitických cílů Fedu za správné rozhodnutí. Přesto, že recese podle oficiálních údajů National Bureau of Economic Research trvala pouze osm měsíců, hospodářské zpomalení USA bylo většího významu (Krugman, 2009, s. 135).

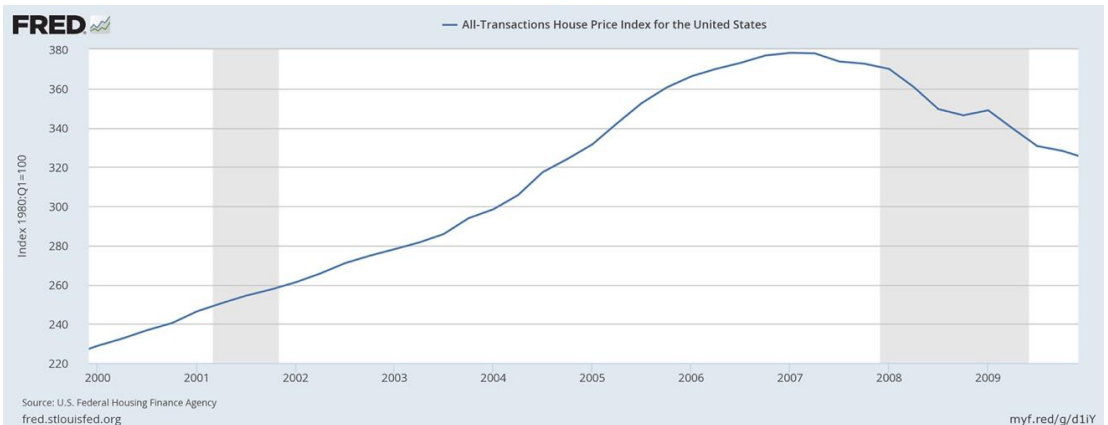
Počátek nemovitostní bubliny

Uvolněná měnová politika Fedu se mimo jiné zapříčinila o opětovný hospodářský růst USA. Jeho nejvýraznějším tahounem pak začala být právě bytová výstavba. Podpora federální vlády v oblasti hypoték, spolu s deregulací finančního sektoru a s nízkými úrokovými sazbami způsobily velký nárůst objemu hypoték.

Na některých trzích se však začala vynořovat obava z realitní bubliny, kdy například v San Diegu a v New Yorku vzrostly během roku 2002 ceny realit o 22 % a 19 % (Greenspan, 2008, s. 244-245). Výraznou roli hráli i spekulanti, což dokazuje fakt, že do roku 2005 bylo 28 % zakoupených domů za účelem investice (Greenspan, 2008, s. 245). V letech 2000, 2001 a 2002 pak ceny již existujících domů rostly o zhruba 7,5 % ročně (Greenspan, 2008, s. 243). Boom se tedy netýkal jen nových domů, ale také nemovitostí již existujících. Celkově vzrostly ceny domů ve Spojených státech během jednoho

desetiletí o 124 % (Skidelsky, 2010, s. 5). Jak následně ukazuje známý Case – Shiller index cen nemovitostí, k největšímu cenovému nárůstu došlo mezi lety 2000 až 2006.

Graf 2: Case – Shiller index cen nemovitostí v letech 2000 až 2010 (1. čtvrtletí 1980=100)

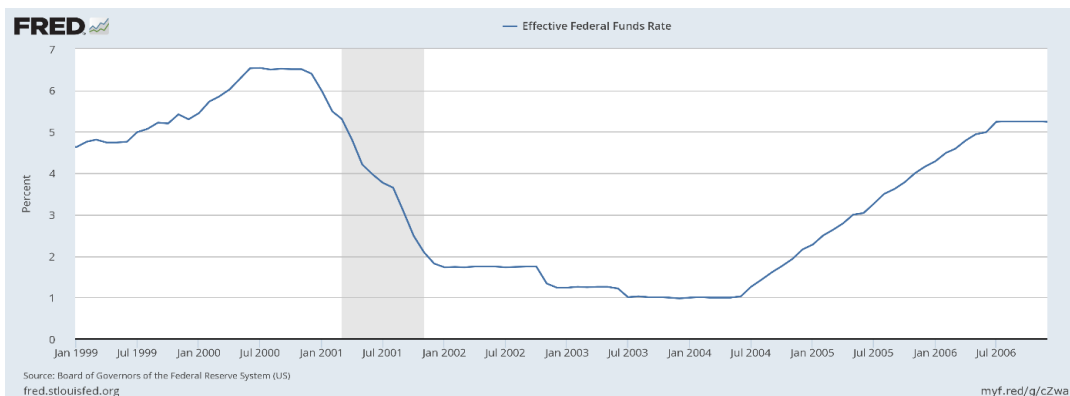


Zdroj: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *S&P Case-Shiller 20-City Home Price Sales Pair Counts*. [online]. Federal Reserve Bank of St. Louis [cit. 2016-12-02]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/SPCS20RPSNSA>

Zvyšování úrokových sazeb

Když v roce 2003 bylo jasné, že ekonomika opět roste dostatečným tempem, začal FOMC v roce 2004 zvyšovat úrokové sazby. Nejednalo se však o významné zpřísnění úvěrových podmínek, na konci roku sazby byly stále na velmi nízké úrovni 2,25 % (Board of Governors of the Federal Reserve System, Open Market Operations, 2016). K výraznějšímu zvýšení sazeb došlo až v letech 2005 a 2006, kdy sazby v polovině roku dosáhly hodnoty 5,25 % (Board of Governors of the Federal Reserve System, Open Market Operations, 2016). Pohyb úrokových sazeb mezi lety 2000 až 2006 poté ukazuje následující graf.

Graf 3: Vývoj Federal Funds Rate v USA mezi lety 2000 až 2006 (v %)



Zdroj: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *Effective Federal Funds Rate*. [online]. Federal Reserve Bank of St. Louis [cit. 2017-03-12]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>

Samozřejmě, že zvýšení úrokových sazeb vedlo ke zvýšení splátek z úvěrů, což způsobilo nesplácení některých hypoték uzavřených za nižší úrokové sazby při fixaci na tři či pět let. Nejprve rostly úvěry s variabilním úrokem, poté začaly růst i úroky z již uzavřených hypoték. S tím jak nejdříve méně bonitní, posléze i bonitnější klienti přestávali ve velkém splácet své úvěry, pokračoval pokles cen nemovitostí a realitní bublina splaskla. U toho však již nebyla osoba Alana Greenspana, který roli předsedy Rady guvernérů opustil na konci ledna 2006. Jen pár měsíců předtím, než začalo být jasné, že na nemovitostním trhu existuje značný problém.

Přeměna z hypoteční krize v krizi finanční

Když na konci roku 2007 začínalo být zřejmé, že se z hypoteční krize stává krize likvidity, reagoval Fed, již pod vedením Bena Bernankeho, snížením úrokových sazeb. Dovolím si však tvrdit, že reakce Fedu v průběhu roku 2008 byla pomalá a neadekvátní. FOMC podle mého názoru snižovalo v roce 2008 sazby příliš pomalu, přičemž dokonce ještě v srpnu upozorňovalo na inflační rizika. Fed tak de facto nereagoval na vývoj ekonomiky na horizontu měnové politiky. Jak totiž ukazují například pětileté TIPS (státní americké dluhopisy indexované inflací) (Federal Reserve Bank of St. Louis 2016), inflační očekávání v průběhu roku 2008 výrazně klesalo, čímž způsobilo při pomalém snižování federal funds rate ze strany FOMC růst reálné úrokové sazby.

Adekvátní poslůze nebyla ani tři kola kvantitativního uvolňování (QE), které Fed pod Benem Bernankem provedl. Místo jasně stanoveného závazku Fed QE „očísloval“ a rozkouskoval, čímž jak ukazují TIPS, opět inflační očekávání vytvořit nedokázal. Je s podivem, že Fed takto reagoval právě pod vedením Bernankeho, který již na přelomu milénia výstižně popisoval (1999, 2002), jak měnová politika může být efektivní i v situaci *zero lower bound*. Fed však v roce 2008 udělal podobné chyby, jaké Bernanke kritizoval u Bank of Japan. Reakce Fedu na finanční krizi není tématem této práce, avšak výše zmíněnou odbočku snad čtenář odpustí.

Graf 4: Pětileté vládní dluhopisy indexované inflací 2005 až 2014 (v %)



Zdroj: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *5-Year Treasury Inflation-Indexed Security*. [online]. Federal Reserve Bank of St. Luis [cit. 2017-03-12]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/DFII5>

Na jaře roku 2008 již nebylo pochyb, že americká ekonomika se dostala do finanční krize. Akcie začaly strmě padat a velké finanční instituce se ocitly ve značných potížích. Bearn Stearns a Merrill Lynch se díky fúzím podařilo zachránit, ale známá investiční banka Lehman Brothers ve druhé polovině roku 2008 oznámila bankrot. Na konci září padla také největší spořitelna v USA Washington Mutual. Zmrazení úvěrového trhu snížilo investice, spotřebu a produkt. Ekonomika USA tak spadla do recese. V období mezi čtvrtým kvartálem roku 2007 a druhým čtvrtletím v roce 2009 klesl HDP USA o 4,3 %. Nezaměstnanost ve stejném období vzrostla z 5 % takřka na 10 %. Mimo to ceny nemovitostí spadly mezi lety 2006 až 2009 o 30 %, index S&P 500 během recese odepsal dokonce 57 % (Federal Reserve History, The Great Recession of 2007–09, 2013).

Hlavní příčiny finanční krize

Deregulace kapitálových trhů

Považuji za stěžejní důkladně rozlišovat mezi pojmy nemovitostní a finanční krize. Názornou ukázkou je chování LIB – OIS spreadu v čase, kdy začala splaskávat nemovitostní bublina s tím, jak se spread vyvíjel na podzim roku 2008 poté, co na základě ztrátových derivátových obchodů naplno vypluly na povrch problémy velkých amerických bank. Jelikož jsem osobně přesvědčen, že finanční krize vznikla zejména jako důsledek nekontrolovatelných spekulativních obchodů s finančními deriváty (viz. LIB – OIS spread) (vliv připisuji také již zmiňované neadekvátní měnové politice Fedu v roce 2008, která však není tématem práce), považuji za klíčovou příčinu krize chování federální vlády. Politici silně tlačili na deregulaci kapitálových trhů a tím dovolili velkým investičním bankám a dalším finančním institucím zmiňované rizikové obchody. Za velmi důležitý považuji zejména Commodity Futures Modernisation Act (The Federal Reserve Board, CFMA, 2000) z roku 2000. Zákon zcela odstranil finanční deriváty z regulace, a to včetně Credit Default Swap (CDS), který hrál v krizi zcela zásadní roli. Tím umožnil finančním institucím uzavírat rizikové obchody, o jejichž velikosti neměl de facto nikdo pojetí. Veškeré obchody se CDS probíhaly mimo trh, takzvaně OTC. Jak uvádí statistiky, po zavedení zákona z roku 2000 vzrostl objem obchodů se CDS z 900 milionů na neuvěřitelných 450 bilionů dolarů (Mullard, 2011, s. 91). Derivát, který měl sloužit jako hedging tak sloužil investičním bankám, hedge fundům a dalším investičním společnostem k rizikovým spekulacím. Bez absence jakékoli regulace tohoto derivátu a vzhledem k faktu, že veškeré obchody probíhaly OTC mimo jakýkoli centralizovaný trh, mohl jen velmi těžko kdokoli tušit, jak velké nebezpečí CDS představuje.

Jsem toho názoru, že důkladnější dohled nad derivátovými obchody prováděnými investičními společnostmi a bankami, by jen těžko dovolil rozpoutání takto nekontrolovatelných spekulativních obchodů, případně by alespoň bylo možné situaci se CDS bedlivěji sledovat. I ti největší ekonomičtí liberálové historie tvrdili, že každý systém musí mít jasně stanovená pravidla hry. Před finanční krizí se mnoho pravidel odstranilo a změkčilo.

(De)regulace bank a vliv federální vlády v hypoteční krizi

Jako každá jiná krize, je samozřejmě i ta z let 2007 až 2009 výsledkem součinnosti mnoha dalších faktorů. Podkladovými aktivy finančních produktů, které krizi způsobily, byli ve velkém hypoteční úvěry. Proto je samozřejmě nutné věnovat pozornost hypoteční bublině na začátku 21. století. Osobně považuji za zcela klíčový vliv federální vlády a uplatňovanou politiku levného bydlení. Důležitými jsou zejména tři zákony, které se posléze na rozpoutání bubliny ve velkém podílely. Community Reinvestment Act (Board of Governors of the Federal Reserve System, CRA, 2014) z roku 1977 zakázal bankám rozlišovat více bonitní a méně bonitní oblasti. Banky tedy byly federální vládou v podstatě dotlačeny k tomu, aby začaly poskytovat úvěry i méně bonitním klientům. Velkým problémem se však Community Reinvestment Act stal až o 20 let později. V roce 1997 administrativní Billa Clintona protlačila zákon o sekuritizaci (Kovanda, 2008, s. 74). Spojením těchto dvou (de)regulačních opatření umožnila federální vláda bankám dopouštět se obrovského morálního hazardu. Banky mohly poskytovat nebonitní subprime hypoteční úvěry a posléze je prodat investiční bance či vládní agentuře. Tím banky ztratily jakoukoli motivaci zaobírat se tím, komu úvěr vůbec poskytují. Musím zmínit i zrušení tzv. Glass-Steagallova (Federal Reserve History, Banking Act of 1933, commonly called Glass-Steagall, 2013) zákona, který byl zaveden po krizi z 30. let a striktně odděloval komerční banky od investičních bank, pojišťoven a dalších finančních institucí. Na základě jeho zrušení se do obchodů na kapitálovém trhu mohly dostat i obchodní banky.

Role ratingových agentur

Důležitou roli ve finanční krizi sehrály i ratingové agentury. Jejich zcela mylné ohodnocování rizikových hypotečních cenných papírů bylo klíčovou podmínkou k obchodům s Mortgage Backed Securities (MBS) a Collateralized Debt Obligation (CDO). Agentury se snaží bránit tvrzením, že finanční společnosti jim předávaly špatné a nepřesné informace, proto jejich hodnocení nebylo přesné. Tuto skutečnost svým způsobem potvrdil i americký svaz hypotečních bank (*Mortgage Bankers Association*). Ten poukazuje na fakt, že mezi lety 2000 a 2007 vzrostl počet finančních institucí vyšetřovaných z důvodu špatných údajů z 3,5 tisíc na 46 tisíc (Goldmann, Kaufman, 2009, s. 32).

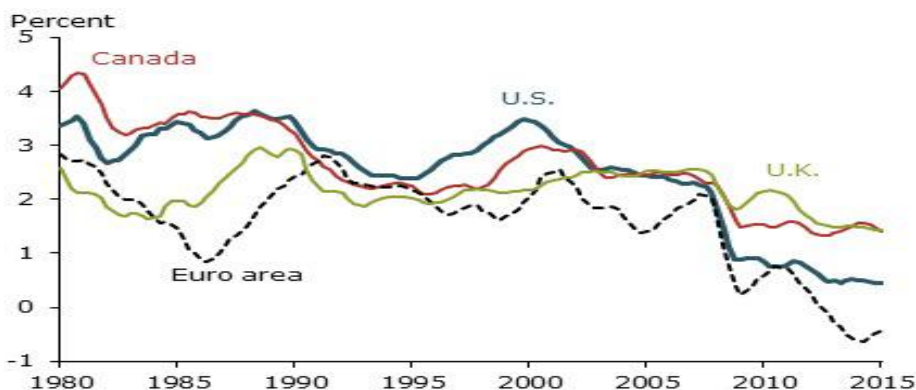
Role agentur Fannie Mae a Freddie Mac

Nezanedbatelná nebyla ani role agentur Fannie Mae a Freddie Mac. Agentury nakupovaly hypotéky od poskytovatelů úvěrů a poté je držely ve svých portfoliích nebo z nich vytvořily Mortgage Backed Securities (MBS), které byly poté prodávány investorům. Věřitelé mohli poté tuto likviditu použít k dalšímu úvěrování. Tím agentury podporovaly úvěrování napříč celými Spojenými státy. Vládní agentury pomohly přilákat do sekundárního hypotečního trhu (subprime mortgage) investory, kteří by bez tohoto vládního zajištění do těchto produktů neinvestovali.

Pokles rovnovážné úrokové sazby

Za důležitý faktor lze považovat také dlouhodobě nízkou inflaci a tedy nízkou úroveň zhodnocení kapitálu ve světě. Nízká míra inflace byla jedním z důležitých důvodů uváděných Alanem Greenspanem pro uvolnění měnových podmínek na začátku nového tisíciletí. Od počátku 21. století jsme svědky dlouhodobě nižší míry inflace, i přes expanzivní měnovou politiku na startu třetího tisíciletí a posléze měnovou politiku nulových sazeb po finanční krizi (CERP'S Policy Portal, Towards a global narrative on long-term real interest rates, 2016). Tento trend podle mého názoru může souviset s poklesem takzvané rovnovážné reálné úrokové sazby.

Graf 5: Reálná rovnovážná úroková míra v % mezi lety 1980 až 2015



Zdroj: FEDERAL RESERVE BANK OF SAN FRANCISCO. *Monetary Policy in a Low R-Star World*. [online]. [cit. 2016-11-30]. Dostupné z: <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2016/august/monetary-policy-and-low-r-star-natural-rate-of-interest/>.

Pokud rovnovážná reálná úroková sazba začne klesat, centrální banka musí reagovat snížením úrokových sazeb, nechce-li dopustit trvalý pokles inflace, investic a spotřeby. Pokles reálné rovnovážné úrokové sazby hrál podle mého názoru ve finanční krizi z let 2007 až 2009 hned dvojí roli. Jednak byl jedním z důležitých faktorů pro uvolnění měnových podmínek v prvních letech 21. století. Zejména však nízká inflace donutila investory v hledání výnosnějších investičních příležitostí, které posléze našli ve finančních derivátech. Vliv dlouhodobě nízké míry inflace, související s poklesem reálné rovnovážné úrokové sazby, byl proto z mého pohledu nezanedbatelný.

Vliv měnové politiky v době předsednictví Alana Greenspana na finanční krizi

Je zřejmé, že uvolněná měnová politika byla oním zeleným světlem při poskytování hypotečních úvěrů a tím mohla napomoci k nafouknutí nemovitostní bubliny. O tom, že svoji roli v krizi sehrála, není pochyb. Nepovažuji však vliv měnové politiky pod Alanem Greenspanem za primární. Za prvé, rozhodnutí americké centrální banky bylo v souladu s jejími měnověpolitickými cíli. Uvolnění měnových podmínek v reakci na dot-com bubble a zejména poté jako opatření proti recesi z roku 2001 lze považovat za zcela standardní postup vzhledem k tehdejšímu vývoji amerického hospodářství. Nelze podle mého kritizovat uvolněné měnové podmínky Fedu ve chvíli, kdy se jimi pouze snažil dosáhnout svých cílů. Zejména tedy bojoval s hrozbou deflace a snažil se nastartovat ekonomický růst. Pokud kritizujeme měnovou politiku Fedu v tomto období, nekritizujeme již vlastně samu podstatu centrální banky? Fed se totiž snažil své zákonem stanovené cíle plnit všemi dostupnými prostředky. Pokud je poté kritizován, jedná se podle mého názoru vědomě či nevědomě de facto o kritiku buď nastavení měnověpolitických cílů, případně o kritiku centrálních bank jako institucí vůbec.

Co se týče vlivu monetární politiky Fedu na finanční krizi, není pro mne primární. Měnová politika neovlivňovala obchody na kapitálovém a zejména derivátovém trhu, které ke krizi vedly. Vliv měnové politiky na podkladová aktiva těchto produktů je samozřejmě zřejmý. Politika FOMC za časů Alana Greenspana pomohla k nafouknutí bubliny nemovitostní. Fed však uplatňováním uvolněné měnové politiky plnil mandát, který ze zákona má. Proto je pro mne kritika Fedu kritikou jeho cílů či dokonce vodítkem k diskuzi o tom, zda

instituce jako centrální banka systém stabilizuje či destabilizuje. O tom však tato práce nepojednává. Stejně tak není předmětem zkoumání reakce Fedu v průběhu roku 2008, ke které již osobně zaujímám vzhledem k rozpoutání finanční krize na podzim 2008 kritičtější postoj (viz. výše).

Pozn.: Bohužel vzhledem k omezenosti délky práce podrobněji nerozebírám argumentaci Taylora (2009) o tom, že federal funds rate měly být mezi lety 2001 až 2005 výše. Opět by však z mého pohledu šlo o zkoumání vlivu na rozpoutání nemovitostní bubliny. Finanční krize měla svůj počátek primárně v jiných faktorech.

Závěr

Z mého pohledu lze měnovou politiku, kterou Fed mezi lety 1987 až 2006 prováděl, považovat za naprosto standardní v poměru s tím, jak by se chovala jakákoli jiná centrální banka ve vyspělé zemi. Přesto lze Fedu za předsednictví Alana Greenspana lze vyčíst některá opatření. Co se týče období 90. let, za ty nejdůležitější považuji zejména rozhodnutí ponechat úrokové sazby na nízké úrovni až do roku 1994, čímž došlo ke změně vnímání rizika ze strany investorů. Poté považuji za chybné zejména Greenspanovo chování mezi lety 1996 až 2000, kdy místo aby nadšení investorů na akciovém trhu krotil, naopak investiční euforii svými prohlášeními podporoval. Za nejméně pochopitelný krok poté považuji radikální uvolnění měnových podmínek na konci druhého tisíciletí v reakci na devalvací rublu a problémy okolo Y2K. Tento krok na rozdíl od zmiňovaných nízkých sazeb mezi lety 1992 až 1994 jen stěží lze obhájit makroekonomickými ukazateli. Další dodání likvidity do systému opravdu mohlo spekulativní bublinu technologických akcií uspišit. Nelze ho však považovat za majoritní faktor. Na startu třetího tisíciletí lze Fedu z pohledu měnové politiky vyčíst snad jen to, že ke snížení úrokových sazeb nedošlo již po splasknutí dot-com bubble. Je možné, že v takovém případě by úrokové sazby nezůstaly na nízkých hodnotách až do roku 2003, respektive 2004.

Greenspanovi a členům Rady guvernérů lze samozřejmě vyčítat, že se nepokusili lépe porozumět trhu s dluhopisy krytými v hypotékách. Avšak finančním derivátům nerozuměli často ani sami lidé, kteří s nimi obchodovali, což velice výmluvně ukazuje kniha M. Lewise *Big Short*. Znalost toho, jak fungují *Mortgage Backed Securities (MBS)*,

Collateralized Debt Obligations (CDO) a *Credit Default Swaps (CDS)* na ně uzavírané ještě neznamenal, že si člověk byl vědom nebezpečí, které pro finanční systém představují. Samotné detailní složení dluhopisů totiž neznaly ani ratingové agentury, jelikož poskytovatelé jim je nepředávaly.

Zde se dostávám k nejproblematičtější roli Alana Greenspana v popisované finanční krizi. Jeho podpora deregulace kapitálového trhu a neochota přísněji dohlížet nad činnostmi investiční bank a dalších investičních společností, byla chybou, kterou Greenspan sám později uznal.

Pokud se však budu držet tématu práce, jejíž úkolem bylo zkoumat vliv měnové politiky do roku 2006 na obě zmíněné bubliny, považuji vliv Fedu za minoritní. Nepotvrzuji tedy hypotézu práce, že za spekulativní bublinou technologických akcií a za hypoteční, případně následnou finanční krizi, stála uvolněná měnová politika Fedu.

Jako hlavní příčiny dot-com bubble jsem v práci uvedl rozmach nových médií, zejména internetu, který změnil vnímání a sebedůvěru investorů ohledně akciového trhu, ve spojení s takzvanou teorií zpětné vazby. Prvotní růst cen akcií utvrdil investory, že jejich očekávání jsou správná, což vedlo k dalšímu růstu cen, a to se opakovalo stále dokola. Jak jsem se již v práci zmiňoval, jedná se o období Ponzioho schématu, s čímž souhlasí i Krugman, Shiller a Malkiel. Uvolněná měnová politika Fedu na konci 90. let mohla pomoci uspišit nafouknutí bubliny, avšak za klíčový determinant ji považovat nelze.

V případě hypoteční krize považuji za nejdůležitější faktory zejména morální hazard, k němuž částečně vedla deregulace finančního systému po zavedení Community Reinvestment Act a následná sekuritizace. Vše podtrhlo zrušení Glass-Steagallova zákona. Považuji však za nepravděpodobné, že bez vlivu obchodů s deriváty by splasknutí hypoteční bubliny mohlo způsobit finanční krizi takových rozměrů. Proto za hlavní příčinu finanční krize považuji tendenci k deregulaci kapitálového trhu. Jako příklad této deregulace slouží zejména Commodity Futures Modernisation Act z roku 2000. Ten odstranil deriváty, včetně již zmiňovaného Credit Default Swap, z jakékoli regulace. Zmínit musím také naprosté selhání ratingových agentur či působení agentur Fannie Mae

a Freddie Mac. Vliv měnové politiky Fedu osobně považuji v porovnání s uvedenými faktory za méně významný.

Kritizovat centrální banku za to, že nesledovala vývoj na akciovém, případně nemovitostním trhu, je z mého pohledu minimálně diskutabilní. Hlavními měnověpolitickými cíli Fedu byla nízká míra inflace a maximalizace zaměstnanosti. A je třeba říci, že tyto cíle se Fed snažil naplňovat velice důsledně. Pokud tedy kritizujeme americkou centrální banku kvůli tomu, že sledováním měnověpolitických cílů rozpoutala bubliny aktiv, pak de facto kritizujeme nastavení měnověpolitických cílů centrálních bank po celém světě. A tímto tématem se práce nezabývá. Jedná se však o možné téma, které by bylo vhodné podrobit dalšímu výzkumu. Zejména názor, že centrální banka by měla do svých cílů silněji zaimplementovat vývoj na nemovitostním trhu, je v poslední době zmiňován čím dál častěji. Odvážnější otázkou posléze je, zda má centrální banku z pohledu měnové politiky podrobně zajímat i vývoj na kapitálových trzích.

Detailnější výzkum by si zasloužily také finanční deriváty, které stály za finanční krizí 2007 až 2009. Kvůli délce své práce jsem tomuto tématu nevěnoval samostatnou kapitolu.

Hlubšímu studiu by měly být vystaveny také kroky centrálních bank po finanční krizi. Nekonvenční měnové politiky nedovolily ekonomikám v USA, Japonsku a Evropě spadnout do deflační spirály, přesto jsou často veřejností silně kritizovány. Studovat dopad QE či záporných úrokových sazeb na hospodářství považuji za stěžejní. Spolu s tím souvisí i v práci zmiňovaný pokles reálné rovnovážné úrokové sazby, který může vysvětlit fakt, že i přes expanzivní měnovou politiku centrálních bank nedochází k růstu inflace. Tento jev považuji také za možný námět pro další výzkum.

Literatura

Odborné publikace

FLECKENSTEIN, William A a Frederick SHEENAN. Greenspanovy bubliny, věk ignorance v americké centrální bance (Fed). Brno: Computer Press, 2009. ISBN 978-80-251-2605-9.

GREENSPAN, Alan. Věk turbulencí: Dobrodružství ve světě globální ekonomiky. Praha: Fragment, 2008. ISBN 978-80-253-0755-7.

KRUGMAN, Paul. Návrat ekonomické krize. Praha: Vyšehrad, 2009. ISBN: 978-80-7021-984-3.

SHILLER, James Robert. Investiční horečka: iracionální nadšení na kapitálových trzích. Praha: Grada, 2010. ISBN 978-80-247-24-82-9.

Odborné studie

CERP'S Policy Portal. Towards a global narrative on long-term real interest rates. [online]. [cit. 2016-11-30]. Dostupné z: <http://voxeu.org/article/towards-global-narrative-long-term-real-interest-rates>.

MISHKIN, Frederic S.: Monetary Policy Strategy: Lessons From the Crisis. [online]. [cit. 2017-04-15].

Dostupné z: <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2011/res2/pdf/fm.pdf>

MISHKIN, Frederic S.: Over the Cliff: From the Subprime to the Global Financial Crisis. [online]. [cit. 2017-04-19]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w16609.pdf>

NERSISYAN, Yeva; WRAY, Randall L.: The Global Financial Crisis and the Shift to Shadow Banking. [online]. [cit. 2017-04-15].

Dostupné z: http://www.levyinstitute.org/pubs/wp_587.pdf

TAYLOR, John B.: The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. [online]. [cit. 2016-11-30].

Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w14631.pdf>

Internetové zdroje

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. Community Reinvestment Act. [online]. [cit. 2016-10-21].

Dostupné z: https://www.federalreserve.gov/communitydev/cra_about.htm.

FEDERAL RESERVE HISTORY. Banking Act of 1933, commonly called Glass-Steagall. [online]. [cit. 2016-10-23].
Dostupné z: <http://www.federalreservehistory.org/Events/DetailView/25>.

NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. Inflation. [online]. Federal Reserve Bank of St. Luis [cit. 2016-10-19].
Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/FPCPITOTLZGUSA>.

NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. Real Gross Domestic Product. [online]. Federal Reserve Bank of St. Luis [cit. 2016-10-19].
Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/GDPC1#0>.

NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. Unemployment Rate. [online]. Federal Reserve Bank of St. Louis [cit. 2016-10-19].
Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE>.

FISKÁLNÍ PRAVIDLA VE VYBRANÝCH ZEMÍCH EU V LETECH 2004-2015: ROZUMNÁ METODA PRO KONSOLIDACI VEŘEJNÝCH ROZPOČTŮ NEBO MÓDNÍ VÝSTŘELEK POLITIKŮ

Lukáš Veselý

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xvesl16@vse.cz*

Abstrakt

Téma fiskálních pravidel je velmi aktuální. Vzhledem k rostoucímu zadlužení některých vyspělých zemí se hovoří o tzv. „dluhové krizi“. Dluh těchto zemí, který přesahuje roční hrubý domácí produkt, je považován některými ekonomy za nesplacitelný. Hlavním cílem této bakalářské práce proto bylo na základě analýzy fiskálních pravidel fungujících ve vybraných zemích EU mezi lety 2004 a 2015 potvrdit či vyvrátit hypotézu, že zkoumaná fiskální pravidla jsou efektivním řešením konsolidace veřejných rozpočtů a ze zjištěných výsledků vyvodit doporučení pro návrh české finanční ústavy. Výsledky zkoumání hypotézu potvrdily. Vhodně zvolená fiskální pravidla jsou cestou k fiskální konsolidaci, avšak jen za předpokladu, že jsou dodržována. Při tvorbě fiskálních pravidel je proto třeba klást důraz na dobře formulované výstupní klauzule a případné sankce. Současný návrh české finanční ústavy je založen na správně zvoleném druhu fiskálního pravidla, stanovená referenční hodnota však postrádá ekonomický smysl a k fiskální konsolidaci s vysokou pravděpodobností nepovede.

Klíčová slova

fiskální pravidla, dluhová krize, rozpočtový deficit, škola veřejné volby, Maastrichtská kritéria, česká finanční ústava

JEL klasifikace

E62, H62, H63

Úvod

Fiskální problémy ve vyspělých zemích dosáhly v posledních letech úrovně, kdy se hovoří o dluhové krizi. Výše dluhu některých zemí naakumulovala do hodnot rovnajících se nebo přesahujících celý roční hrubý domácí produkt. Dluhy v takové výši bývají některými

odborníky považovány za nesplacitelné. Pro tento stav se též používá označení „dluhová pasta“. Pro odstranění tohoto problému je potřeba silná politická vůle, která zjevně často chybí. Řešením tak může být zavedení závazného fiskálního pravidla, které neumožní politikům neúměrně zadlužovat jejich zemi.

Praktická část bude sestávat ze zkoumání fiskálních pravidel, která mezi lety 2004 a 2015 platila v Rakousku, Francii, Německu, Švédsku a Velké Británii. Celý exkurz začne popisem jednotných fiskálních pravidel Evropské unie – tzv. Maastrichtských kritérií, která jsou závazná pro většinu ze zkoumaných zemí. Pro každou ze zemí bude popsána konstrukce jejího individuálního fiskálního pravidla. Státy byly vybírány podle platných pravidel tak, aby byly zastoupeny základní druhy fiskálních pravidel – výdajová, příjmová, bilanční a dluhová pravidla.

Po rozboru konstrukce pravidel bude zkoumáno dodržování jednotných fiskálních pravidel EU a dodržování individuálních fiskálních pravidel. Pro tento účel budou použity zejména statistiky Eurostatu a statistiky národních statistických úřadů. Tyto empiricky získané údaje a údaje vypočítané z empiricky získaných údajů budou srovnány s příslušnými referenčními hodnotami jednotlivých pravidel. Díky tomu bude moct být vyhodnocena úspěšnost dodržování těchto pravidel.

Cílem práce je především potvrdit či vyvrátit hypotézu, že fiskální pravidla jsou efektivním řešením konsolidace veřejných rozpočtů. Ověření této hypotézy proběhne s pomocí zkoumání již existujících fiskálních pravidel ve vybraných zemích. Zvláštní zřetel bude brán na období finanční a hospodářské krize, v průběhu které, jak očekávám, se mohly objevit nejvýraznější problémy s plněním pravidel. Na základě této analýzy by pak měla práce odpovědět na otázku, zda je český návrh finanční ústavy kvalitní a zda může vést ke konsolidaci veřejných rozpočtů.

1. Metodologie

Praktická část bude vystavěna na základě rešerše v teoretické části původní bakalářské práce. Základní součástí praktické části bude popis konstrukce jednotlivých pravidel a jejich analýza. Dodržování těchto pravidel bude ověřeno pomocí **metody srovnání**. Srovnány budou u každého pravidla hodnoty referenční a skutečné. Výsledky tohoto

srovnání umožní zjistit, do jaké míry byla pravidla dodržována. Vyzkoumaná úspěšnost v dodržování základních druhů pravidel společně s jejich charakteristikami zjištěnými literární rešerší umožní tyto druhy porovnat z hlediska jejich efektivnosti směrem ke konsolidaci veřejných financí.

Vyústěním celé práce bude analýza připravované české finanční ústavy. Fiskální pravidlo, které bylo použité v návrhu české finanční ústavy a k němu přiřazená referenční hodnota budou srovnány s výsledky analýzy druhů pravidel a jejich dodržování. Díky tomu bude moct být vyneseno verdikt nad tímto návrhem s ohledem na konsolidaci českých veřejných financí.

2. Praktická část

Praktická část práce se bude nejprve zabývat analýzou již existujících fiskálních pravidel ve vybraných zemích v určeném období. Na základě zjištěných výsledků budou porovnány jednotlivé druhy pravidel, což poslouží k analýze návrhu české finanční ústavy v závěru této části.

2.1. Fiskální pravidla zkoumaných států a jejich dodržování

V úvodní kapitole praktické části si představíme fiskální pravidla, která v rozmezí let 2004-2015 platila v Rakousku, Francii, Německu, Švédsku a Velké Británii. Začneme u pravidel společných pro země Evropské unie, poté přejdeme k individuálním fiskálním pravidlům zemí a k dodržování všech těchto pravidel.

2.1.1. Jednotná fiskální pravidla v rámci Evropské unie

Státy, které jsem vybral pro výzkumné účely této práce, tedy Rakousko, Francie, Německo, Švédsko a Velká Británie, zavedly vlastní fiskální pravidla. Začneme však tím, co tyto země pojí. A tím je členství v EU. Všechny země eurozóny by měly splňovat tzv. **Maastrichtská kritéria**. Tato kritéria by rovněž měly splňovat státy, které mají v úmyslu do eurozóny vstoupit. Dvě z pěti kritérií jsou zároveň **společnými fiskálními pravidly**. Tato pravidla jsou následující:

- Rozpočtový schodek nesmí přesáhnout 3 % hrubého domácího produktu.
- Naakumulovaný státní nebo veřejný dluh nesmí přesahovat 60 % HDP.

Při určování konkrétních referenčních hodnot se vycházelo z průměrné hodnoty dluhu k HDP v procentuálním vyjádření v členských zemích tehdejších Evropských společenství. Ta tehdy činila přibližně 60 % HDP. Dále byl vypočítán průměrný roční hospodářský růst těchto zemí, který tehdy činil přibližně 5 %. Na základě těchto dvou empiricky zjištěných údajů bylo vypočítáno, jak vysoký deficit byl potřeba k udržení dluhu k HDP na 60 % při 5% růstu HDP. Výsledná hodnota byla 3 % HDP.*

2.1.2. Rakousko

Specifikum Rakouska spočívá v jeho politickém zřízení. Jedná se o spolkovou republiku složenou z devíti států, tzv. Länder. Legislativní a fiskální moc je vysoce centralizovaná na federální úroveň. Koordinace rozpočtů federální vlády, států a municipalit probíhá prostřednictvím **Rakouského paktu stability** (z německého originálu Österreichischer Stabilitätspakt). Tento pakt vznikl na základě mezistátní smlouvy v roce 1999. Pomocí něj jsou vytyčovány rozpočtové cíle pro federální vládu, státy a municipality. Cíle jsou plánovány na čtyři roky dopředu.

2.1.2.1. Dodržování jednotného fiskální pravidla EU

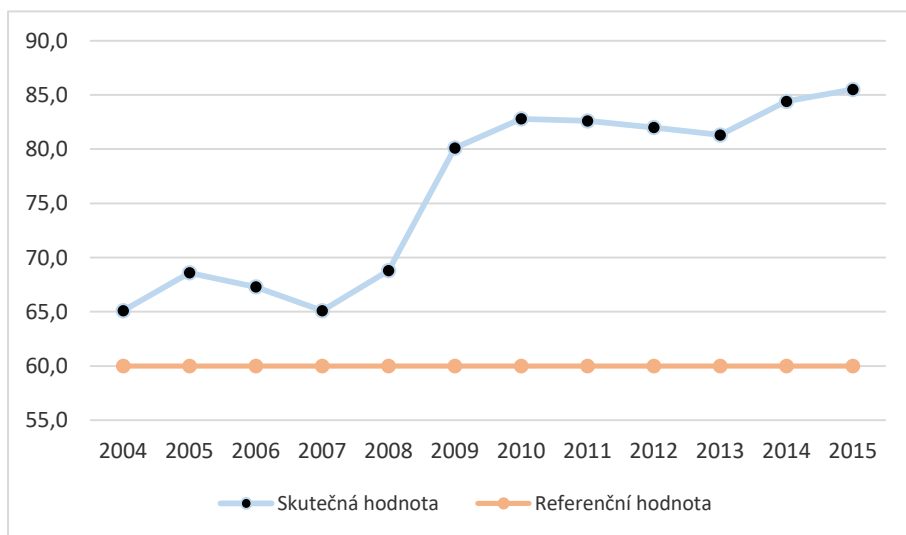
Porovnejme nyní výsledky rakouského rozpočtového hospodaření s cílovými referenčními hodnotami. Rakouský poměr dluhu k HDP se za sledovaných dvanáct let nikdy nedostal pod cílovou referenční hodnotu 60 %. Naopak, v krizových letech přišel skokový růst. Zatímco mezi lety 2004 a 2008 se dluh k HDP držel mezi 65 a 69 procenty, v roce 2009 se dluh k HDP meziročně zvýšil o více než 11 procentních bodů. V roce 2010 hodnota vzrostla o další více než 2 p. b. Od té doby kolísá mezi 81 a 86 procenty.

* Podrobný postup viz BALDWIN, Richard E. a Charles WYPLOSZ, 2015. *The economics of European integration*. 5th edition. London Boston Burr Ridge, IL Dubuque, IA Madison, WI: McGraw-Hill Education. ISBN 978-0-07-716965-7.

Tabulka 1 Rakouský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	65,1	68,6	67,3	65,1	68,8	80,1	82,8	82,6	82,0	81,3	84,4	85,5
Referenční hodnota	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 1 Rakouský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

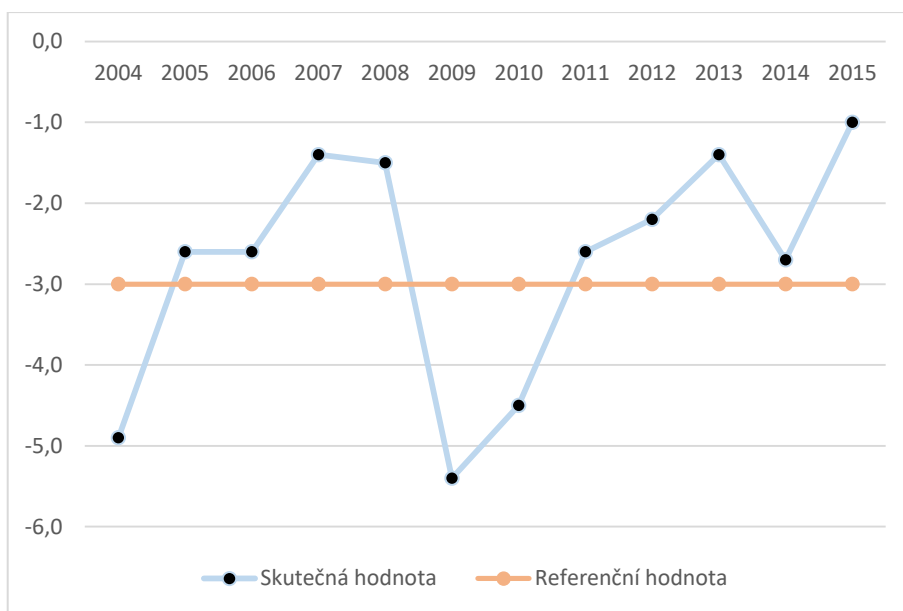
Deficit rozpočtu Rakouska měl být ve sledovaném období držen pod hranicí 3 % HDP. V devíti z dvanácti let se to podařilo. Zbylé tři roky obsahují jeden krizový a jeden těsně pokrizový, tedy 2009 a 2010.

Tabulka 2 Rakouský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	-4,9	-2,6	-2,6	-1,4	-1,5	-5,4	-4,5	-2,6	-2,2	-1,4	-2,7	-1,0
Referenční hodnota	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 2 Rakouský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

2.1.2.2. Dodržování individuálního fiskálního pravidla

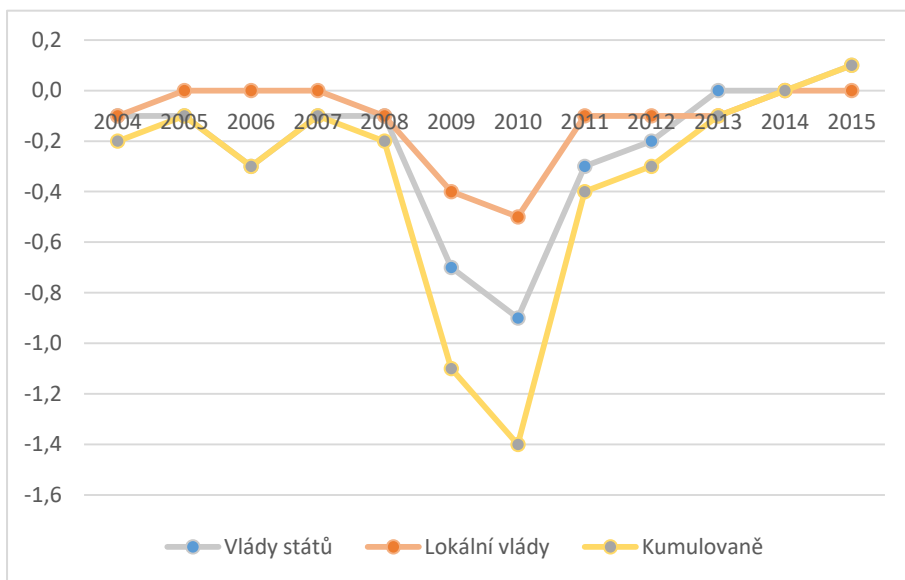
Vlády států a municipalit, jichž se zejména týká Rakouský pakt stability z roku 1999, v předkrizových letech udržovaly saldo rozpočtu blížící se nule, v krizových letech však tyto deficity vzrostly, zejména v letech 2009 a 2010. V následujících letech se však deficity vrátily zpět k předkrizovým hodnotám. V roce 2015 byl dokonce kumulovaný výsledek rozpočtů států a vlád v přebytku.

Tabulka 2 Bilance rozpočtů rakouských států a municipalit v % HDP (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Vlády států	-0,1	-0,1	-0,3	-0,1	-0,1	-0,7	-0,9	-0,3	-0,2	0,0	0,0	0,1
Lokální vlády	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,4	-0,5	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Kumulovaně	-0,2	-0,1	-0,3	-0,1	-0,2	-1,1	-1,4	-0,4	-0,3	-0,1	0,0	0,1

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 1 Bilance rozpočtů rakouských států a municipalit v % HDP (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

2.1.2.3. Zhodnocení

Rakousko **dlouhodobě neplní** Maastrichtské kritérium stanovující nejvyšší možný poměr dluhu k HDP na 60 %. Deficity rozpočtu se Rakousku naopak daří držet pod 3 %, a to s výjimkou hospodářské krize. Cíle stanovené ve stabilizačním programu se také nedařilo dodržet zejména v krizovém období. V posledních letech se však situace zlepšuje, alespoň co se deficitů týče. Rakouský poměr dluhu k HDP zůstává i nadále na hodnotách

přesahujících 80 %, tedy více než 20 p. b. nad referenční hodnotou Maastrichtského dluhového kritéria.

2.1.3. Francie

V roce 1998 Francie zavedla **novou rozpočtovou strategii** založenou na stanovení víceletých cílů pro **růst vládních výdajů**. Každým rokem následně přicházela s novým tříletým cílem stropu kumulovaných růstů výdajů.

2.1.3.1. Dodržování jednotného fiskálního pravidla EU

Francie patřila k prvním zemím, které porušily tzv. Maastrichtská fiskální kritéria. V roce 2003 však vůči ní nebylo zahájeno řízení při nadměrném schodku. Jak ukazuje tabulka 4, i v případě dluhového kritéria Francie pravidlo porušovala v průběhu celého sledovaného období. V krizovém roce 2009 přišel skokový nárůst o více než 10 p. b., o rok později dluh k HDP přesáhl 80 % hranici a v roce 2013 90 % hranici. V posledních dvou sledovaných letech tenduje ke 100 %.

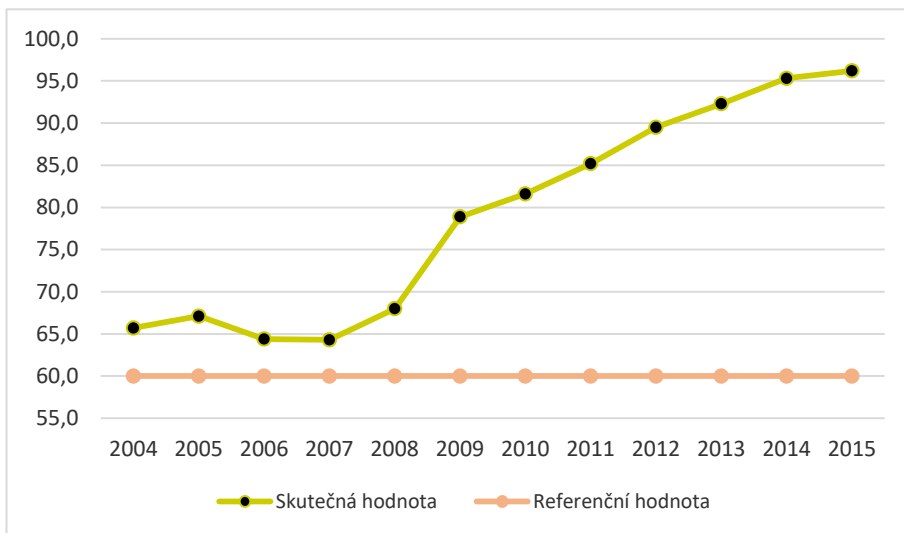
Tabulka 3 Francouzský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	65,7	67,1	64,4	64,3	68,0	78,9	81,6	85,2	89,5	92,3	95,3	96,2
Referenční hodnota	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).

Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 2 Francouzský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

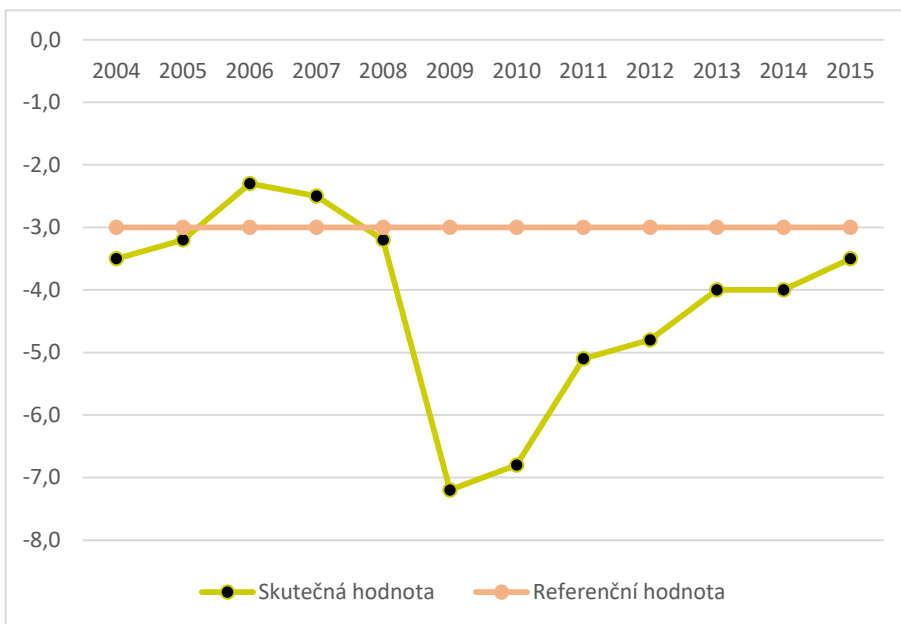
Tabulka 5 ukazuje plnění bilančního kritéria. To se Francii podařilo jen ve dvou letech bezprostředně před krizí, v krizovém roce 2009 naopak zaznamenala deficit 7,2 % HDP. V následujících letech postupně deficit snižovala. V roce 2015 dosáhla 3,5 % deficitu a přiblížila se tak plnění cíle.

Tabulka 4 Francouzský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	-3,5	-3,2	-2,3	-2,5	-3,2	-7,2	-6,8	-5,1	-4,8	-4,0	-4,0	-3,5
Referenční hodnota	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 3 Francouzský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

2.1.3.2. Dodržování individuálního fiskální pravidla

Z výpočtů založených na statistikách Eurostatu vyplývá, že Francie své vlastní stabilizační programy, alespoň pokud jde o výdajové pravidlo, začala naplňovat až v druhé polovině sledovaného období. První aktualizace stabilizačního programu, která byla naplněna, byla ta z roku 2008 pro roky 2008-2012. Od té doby své cíle plní a vypadá to, že toto pravidlo k omezení růstu francouzských výdajů ve vztahu k HDP pomáhá.

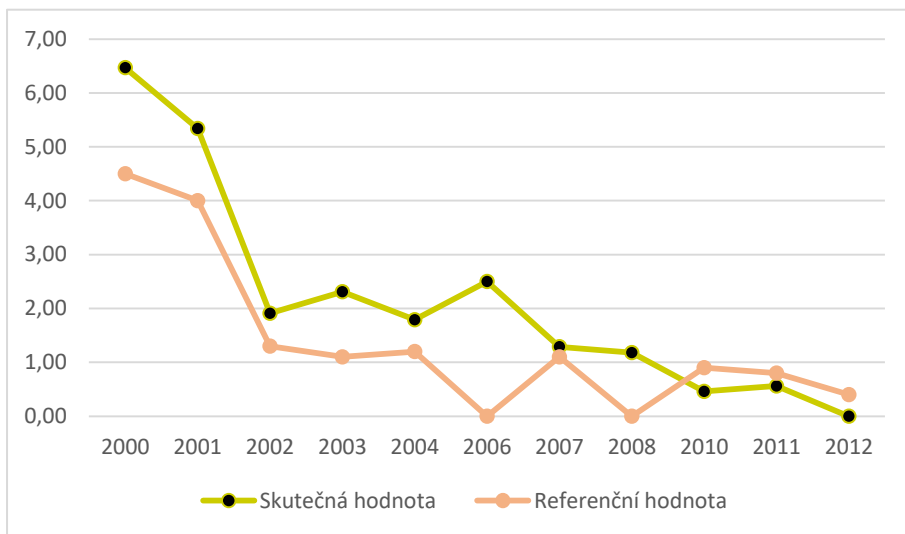
Tabulka 5 Růst výdajů Francie v % (aktualizace stabilizačního programu z let 2000-2012)

Plán z roku	2000	2001	2002	2003	2004	2006	2007	2008	2010	2011	2012
Skutečná hodnota	6,47	5,34	1,91	2,31	1,79	2,50	1,29	1,18	0,46	0,56	0,93*
Referenční hodnota	4,50	4,00	1,30	1,10	1,20	0,50 - 0,60	1,10	1,00 - 1,25	0,90	0,80	0,40

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_10a_main).
 Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování, vlastní výpočet.

* Cílová hodnota 0,4 % platí pro roky 2012-2016, zatímco pozorovaná hodnota 0,93 % je zatím vypočtena jen za údaje za roky 2012-2015, protože z roku 2016 ještě nejsou dostupná data. Francie tak ještě může tento cíl splnit.

Graf 4 Růst výdajů Francie v % (aktualizace stabilizačního programu z let 2000-2012)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_10a_main).
 Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování, vlastní výpočet.

2.1.3.3. Zhodnocení

Francie je dlouhodobě kritizována za porušování Maastrichtských kritérií. Analýzou výsledků docházím k závěru, že ve většině ze sledovaných let Francie **neplnila nejen dluhové, ale ani bilanční Maastrichtské fiskální kritérium. V plnění svého vlastního pravidla je Francie úspěšnější.** Zejména v posledních letech se jí daří dodržovat své výdajové pravidlo stanovované francouzským stabilizačním programem.

2.1.4. Německo

V roce 1969 bylo původní poválečné fiskální pravidlo nahrazeno „**zlatým pravidlem**“. Pravidlo omezovalo možnost čistých výpůjček veřejného sektoru jen do výše investic. Od roku 2011 začalo platit **revidované pravidlo**, které získalo plnou účinnost pro federální vládu v letošním roce. Do roku 2016 měla vláda podle tohoto pravidla směřovat deficit směrem k úrovni 0,35 % HDP. Od roku 1982 platí v Německu **výdajové pravidlo**, které nedovoluje, aby výdaje rostly v průměru rychleji než příjmy. Do roku 2008 navíc platil strop pro růst výdajů na úrovni maximálně 1 % ročně.

2.1.4.1. Dodržování jednotného fiskálního pravidla EU

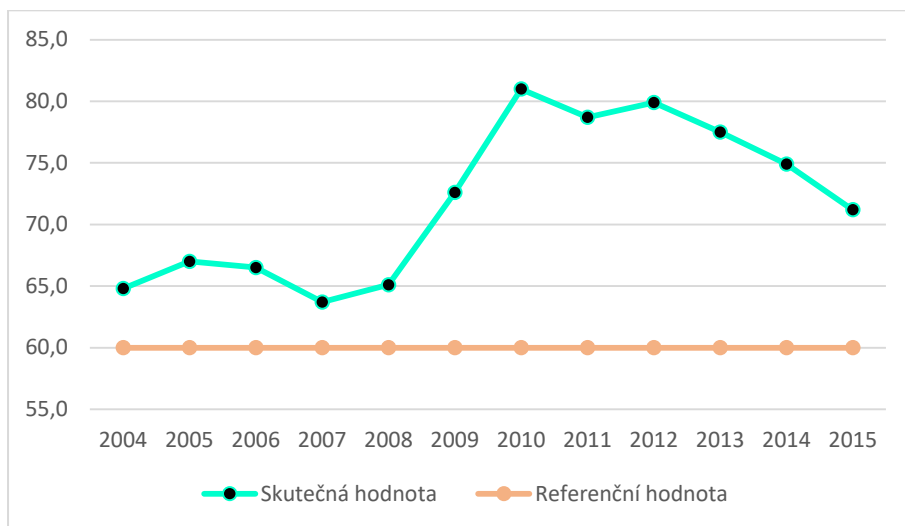
Tabulka 7 ukazuje neplnění dluhového kritéria. Toto pravidlo Francie v průběhu sledovaných let 2004-2015 nikdy neplnila. Vrcholu v rámci sledovaného období nabyl dluh k HDP v roce 2010, kdy dosáhl 81 %. Teprve v roce 2015 se tento ukazatel vrátil pod krizovou hodnotu z roku 2009.

Tabulka 6 Německý dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	64,8	67,0	66,5	63,7	65,1	72,6	81,0	78,7	79,9	77,5	74,9	71,2
Referenční hodnota	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 5 Německý dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

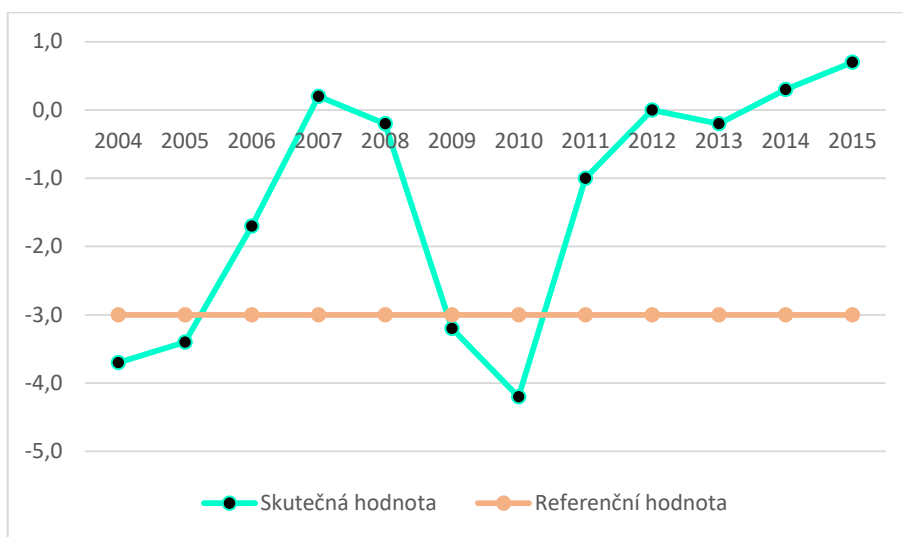
Bilanční Maastrichtské kritérium bylo ze strany Německa plněno ve většině sledovaných let. Výjimku tvoří roky 2004 a 2005, tedy roky následující po prvním porušení tohoto pravidla, krizový rok 2009 a pokrizový rok 2010. Ačkoli tedy lze dodržování tohoto pravidla Německem hodnotit pozitivně, je třeba poznamenat, že má Německo své vlastní bilanční pravidlo, které předcházelo přijetí Maastrichtských kritérií.

Tabulka 7 Německý deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	-3,7	-3,4	-1,7	0,2	-0,2	-3,2	-4,2	-1,0	0,0	-0,2	0,3	0,7
Referenční hodnota	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0	-3,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 6 Německý deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

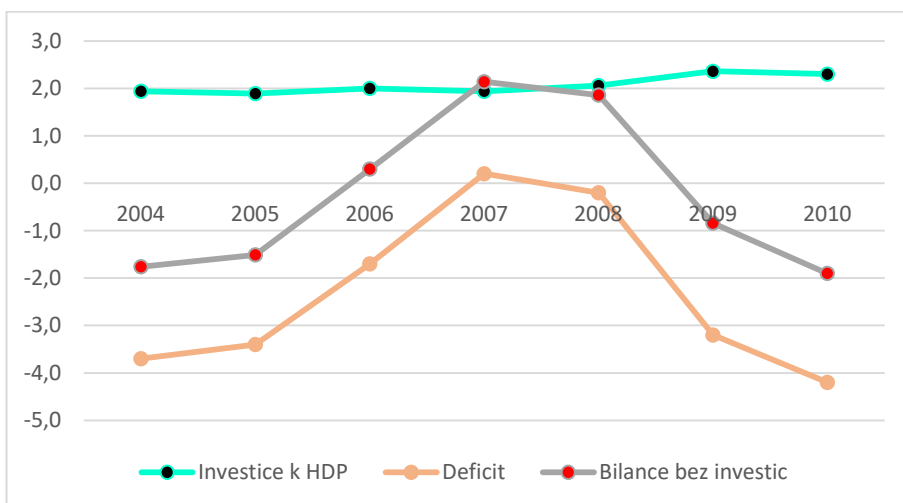
2.1.4.2. Dodržování individuálního fiskálního pravidla

„Zlaté“ pravidlo, které v Německu platilo od roku 1969, bylo v platnosti 41 let, než bylo v pokrizovém roce 2010 zrušeno. Sledované období se tím zkrátilo na časový úsek mezi lety 2004 a 2010. V tabulce 9 jsou hodnoty investic v poměru k HDP v procentuálním vyjádření. Zlaté pravidlo umožňuje deficity jen tehdy, nepřevyšují-li hodnoty investic. Třetí řádek „bilance bez investic“ představuje součet investic a deficitů, resp. přebytků státního rozpočtu. Záporná čísla znamenají, že Německo dosáhlo deficitu natolik vysokého, že jím nefinancovalo jenom investice, ale i běžné výdaje, a tedy porušilo toto pravidlo.

Tabulka 8 Dodržování zlatého pravidla Německem v % (2004-2010)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Investice k HDP (v %)	1,9	1,9	2,0	1,9	2,1	2,4	2,3
Deficit	-3,7	-3,4	-1,7	0,2	-0,2	-3,2	-4,2
Bilance bez investic	-1,8	-1,5	0,3	2,1	1,9	-0,8	-1,9

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1); Key indicators (nasa_10_ki). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování, vlastní výpočet.

Graf 7 Dodržování zlatého pravidla Německem v % (2004-2010)

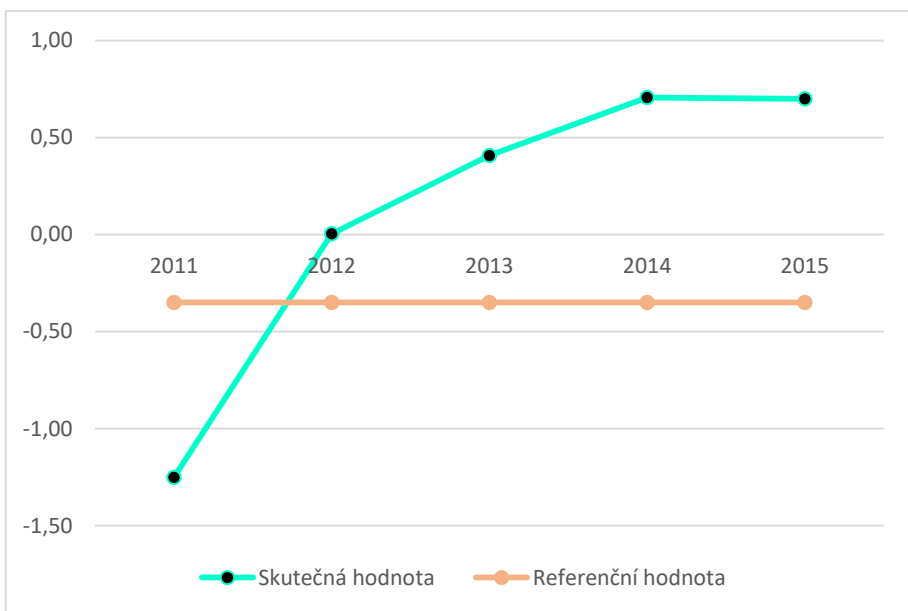
Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1); Key indicators (nasa_10_ki). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Zlaté pravidlo bylo nahrazeno od roku 2011 pravidlem požadujícím strukturální deficit v maximální výši 0,35 %. V prvním roce se ještě cíl naplnit nepodařilo, ve všech následujících sledovaných letech však ano. Statistický vzorek je však příliš krátký na to, aby umožňoval vyvození hlubších závěrů.

Tabulka 9 Strukturální bilance Německa v % (2011-2015)

	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	-1,25	0,00	0,41	0,71	0,70
Referenční hodnota	-0,35	-0,35	-0,35	-0,35	-0,35

Zdroj: ECONOMY WATCH, 2016. General Government Structural Balance (% Potential GDP) Data for All Countries. Dostupné z: <http://bit.ly/2i1nFya> | Vlastní zpracování.

Graf 10 Strukturální bilance Německa v % (2011-2015)

Zdroj: ECONOMY WATCH, 2016. General Government Structural Balance (% Potential GDP) Data for All Countries. Dostupné z: <http://bit.ly/2i1nFya> | Vlastní zpracování.

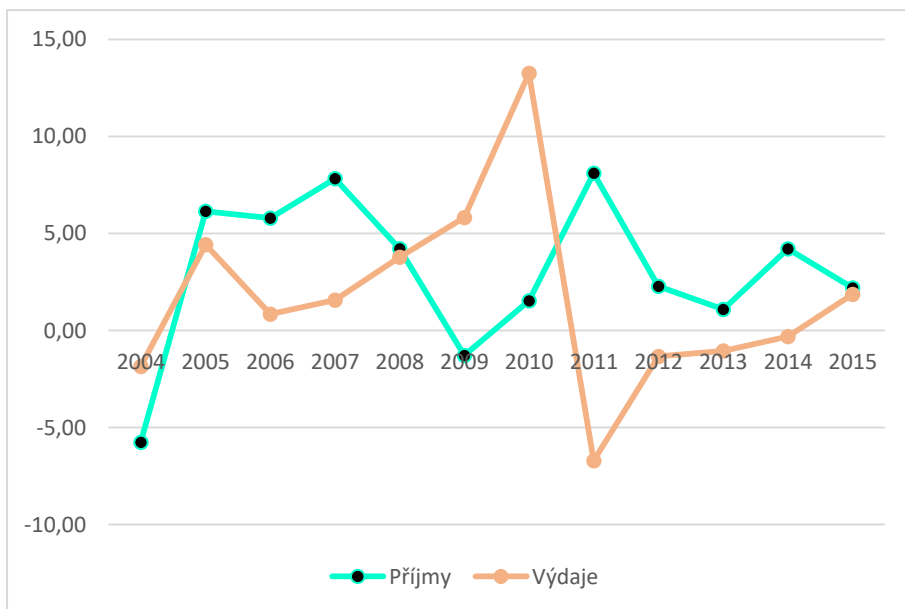
Pravidlo neumožňující vyšší růst výdajů státu, než jaký je růst příjmů, platí v Německu už od roku 1982. V roce 2004 byl pokles výdajů menší než pokles příjmů a pravidlo tak lze považovat za porušené. V letech 2005-2008 bylo pravidlo dodrženo, v krizovém roce 2009 a v pokrizovém roce 2010 už ne.

Tabulka 10 Změna příjmů a růst výdajů Německa oproti předchozímu období v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Příjmy	-5,76	6,14	5,79	7,82	4,21	-1,29	1,53	8,11	2,27	1,09	4,21	2,20
Výdaje	-1,85	4,43	0,84	1,57	3,78	5,82	13,25	-6,71	-1,34	-1,05	-0,31	1,86

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates [gov_10a_main].
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 8 Změna příjmů a růst výdajů Německa oproti předchozímu období v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates [gov_10a_main].
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

2.1.4.3. Zhodnocení

Německo má nejdelsí zkušenost s fiskálními pravidly ze všech sledovaných zemí. **V dodržování vlastních pravidel bývá poměrně úspěšné, s plněním společných kritérií platících pro země eurozóny je to už slabší.** Za porušování jednotných fiskálních pravidel je společně s Francií také kritizováno.

2.1.5. Švédsko

V roce 1997 začalo platit **výdajové pravidlo**, které stanovilo strop pro nominální výdaje vlády a penzijního systému na následující tři roky.[†] **Pravidlo bilančního typu** vešlo v platnost v roce 2000. Centrální vláda dostala za úkol dosáhnout rozpočtového přebytku „v průběhu hospodářského cyklu“. Do roku 2006 platil dvouprocentní přebytkový cíl. Od roku 2007 platí cíl na úrovni 1 % HDP.[‡]

2.1.5.1. Dodržování jednotného fiskálního pravidla EU

Švédsko si sice na rozdíl od Velké Británie a Dánska nevyjednalo opt-out z přijetí společné měny, ale eurem se zde stále neplatí i kvůli zamítavému referendu.[§] Zároveň je však Švédsko jedinou ze sledovaných zemí, která po celé sledované období plní jednotné dluhové pravidlo. Křivka v grafu 12 působí poměrně stabilním dojmem. Ani hospodářská krize nepřinesla příliš výrazný výkyv. Za sledované období dluh nikdy nepřesáhl hranici 49 % z HDP.

Tabulka 11 Švédský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	48,7	48,9	43,7	39,0	37,5	41,0	38,3	37,5	37,8	40,4	45,2	43,9
Referenční hodnota	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).

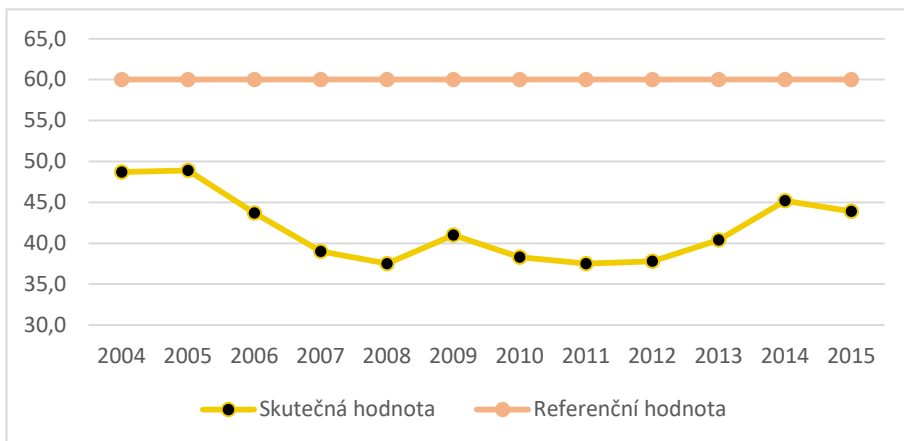
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

[†] MERRIFIELD, John a Barry POULSON, 2016. Swedish and Swiss Fiscal-Rule Outcomes Contain Key Lessons for the United States. *The Independent Review*. [vid. 2016-11-14]. Dostupné z: <http://bit.ly/2i2YFXK>

[‡] MOŹDZIERZ, Anna, 2015. Strengthening the Post-crisis Fiscal Rules – the Case of Spain, Slovakia and Sweden. *Equilibrium* [online]. 30. 6., 10(2), 31. ISSN 2353-3293, 1689-765X. [vid. 2016-11-14]. Dostupné z: doi:10.12775/EQUIL.2015.012.

[§] EOS GALLUP EUROPE, 2003. Flash eurobarometer 149: „Post-referendum in Sweden“. [vid. 2016-12-12]. Dostupné z: <http://bit.ly/2i2zLaT>

Graf 9 Švédský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Švédsko má své vlastní bilanční pravidlo, které je navíc přísnější než to Maastrichtské. Rozbor dodržování bilančního pravidla viz níže.

2.1.5.2. Dodržování individuálního fiskálního pravidla

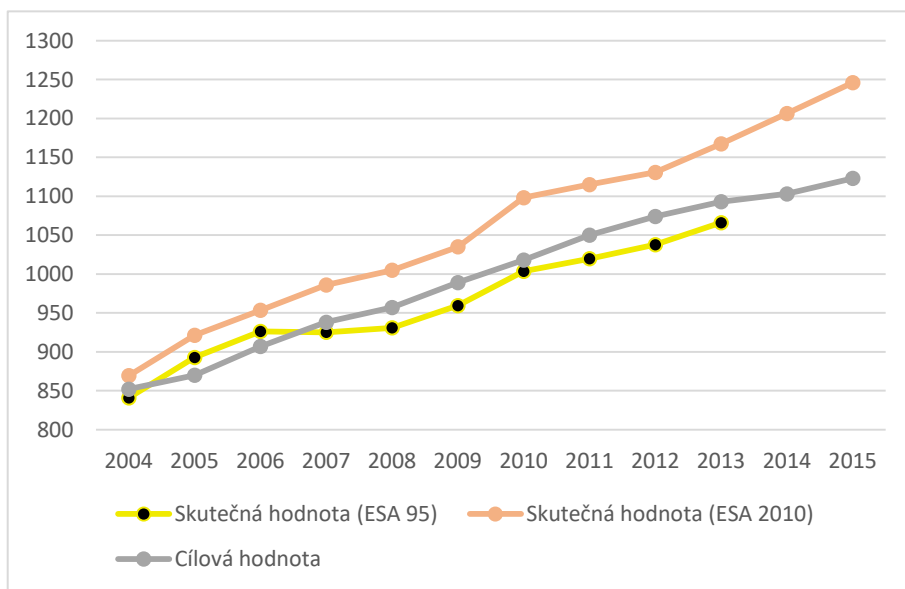
Ve svých konvergenčních programech Švédsko zveřejňovalo v průběhu celého sledovaného období výdajové cíle. Analýza na základě dostupných statistik vypovídá o poměrně důsledném, byť nikoli bezchybném dodržování pravidla. Pravidlo bylo dodrženo ve všech sledovaných letech kromě let 2005 a 2006.

Tabulka 12 Švédské výdaje v miliardách švédských korun (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota (ESA 95)	841	893	926	925	931	959	1004	1020	1038	1066		
Skutečná hodnota (ESA 2010)	869	921	953	986	1005	1035	1098	1115	1131	1167	1206	1246
Referenční hodnota	852	870	907	938	957	989	1018	1050	1074	1093	1103	1123

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_10a_main); Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_a_main). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 10 Švédské výdaje v miliardách švédských korun (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_10a_main); Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_a_main). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Tabulka 13 Švédské výdaje v miliardách švédských korun (2004-2014)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Skutečné výdaje dle SCB	1445	1495	1553	1596	1661	1706	1758	1806	1865	1935	1990

Zdroj: ŠVÉDSKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2014. Public Finances in Sweden 2014. ISSN 1654-1227.

Dostupné z: <http://bit.ly/2iboFDx> | Vlastní zpracování.

Bilanční pravidlo používané ve Švédsku je přizpůsobené poměrně zdravému stavu švédských veřejných financí. Je přísnější než Maastrichtské bilanční pravidlo, když počítá s přebytky státního rozpočtu. Od roku 2000 do roku 2006 platil pro přebytky cíl 2 %, který byl za touto prací sledované období splněn jen v roce 2006. Následně byl cíl snížen na přebytek 1 % HDP a byl poté prodloužen i na další období, protože vláda shledala, že „Švédsku dobře slouží“.**

Tabulka 14 Švédský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)

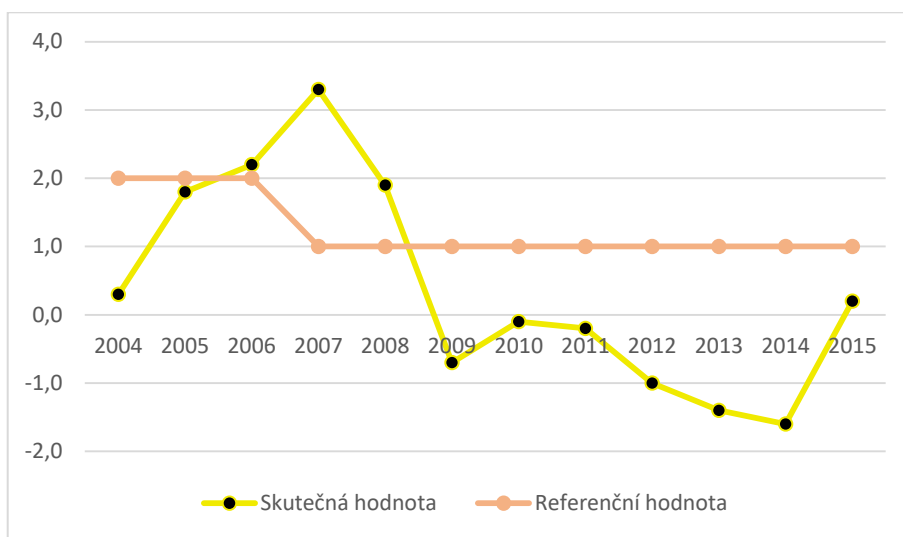
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	0,3	1,8	2,2	3,3	1,9	-0,7	-0,1	-0,2	-1,0	-1,4	-1,6	0,2
Referenční hodnota	2,0	2,0	2,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).

Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

** MINISTERSTVO FINANČÍ ŠVÉDSKA, 2014. Sweden's Convergence Programme Update 2014. [vid. 2016-12-12]. Dostupné z: <http://bit.ly/1NKZVpN>

Graf 11 Švédský deficit v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

2.1.5.3. Zhodnocení

Švédské veřejné finance, alespoň z hlediska základních ukazatelů deficitu k HDP a dluhu k HDP, se zdají být zdravějšími než finance předchozích zemí. Cíle, které si stanovuje v rámci formulace svých pravidel, tomu odpovídají. Švédsku se bohužel příliš nedaří dosahovat cílových přebytků, a to přesto, že své výdaje drží v přednastavených mezích.

2.1.6. Velká Británie

Velká Británie si od začátku vybrala kombinaci dluhového a bilančního pravidla, tedy stejnou kombinaci, jaká byla zvolena pro tzv. Maastrichtská kritéria. Vzhledem k lepší dluhové situaci v porovnání s průměrem ostatních zemí si však po vyjednání trvalého opt-outu (viz výše) mohla Velká Británie zvolit cílevědomější cíl konsolidace rozpočtu. Proto byla vybrána cílová hodnota maximálního dluhu ve výši 40 % HDP. Po krizovém roce 2009 byla pravidla revidována.

2.1.6.1. Dodržování individuálního fiskálního pravidla

Ještě v roce 2004 plnila Velká Británie svůj dluhový cíl, ale v roce 2005 již povolenou hranici překročila a od té doby má dluh vzestupnou tendenci. V roce 2008 přišel skokový

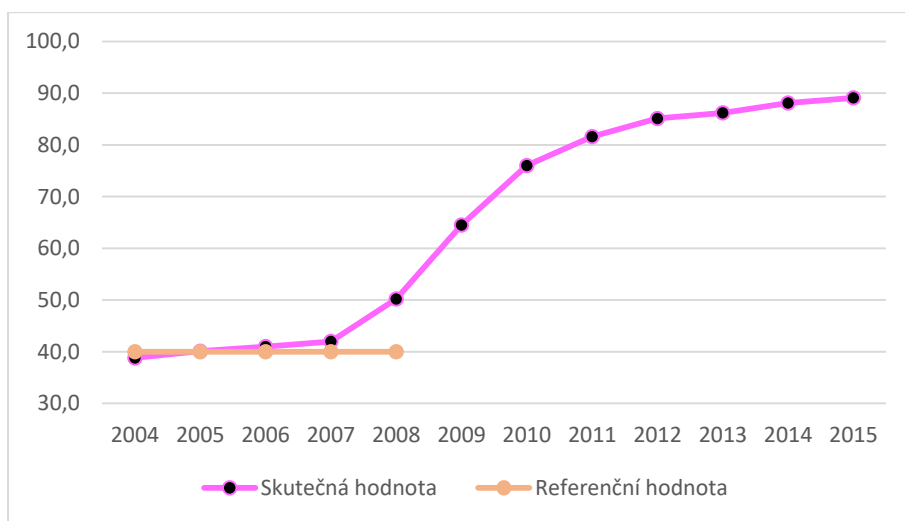
nárůst o téměř 10 p. b., v druhém krizovém roce 2009 přišel další, tentokrát téměř o 15 p. b. V roce 2015 hospodařila Velká Británie s dluhem 89,1 % HDP a nebezpečně se tak blížila hranici 100 %.

Tabulka 15 Britský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Skutečná hodnota	38,8	40,1	41,0	42,0	50,2	64,5	76,0	81,6	85,1	86,2	88,1	89,1
Referenční hodnota	40,0	40,0	40,0	40,0	40,0							

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 12 Britský dluh v poměru k HDP v % (2004-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Velká Británie využívá bilančního zlatého pravidla. Pomocí deficitů tak může vláda financovat jen investiční, nikoli běžné výdaje. Jenže po celé sledované období přesahoval rozdíl mezi příjmy a výdaji státu výdaje na investice. Ukazuje to tabulka 17. Krizový rok 2009 a pokrizový rok 2010 přinesly největší deficity státního rozpočtu doprovázené

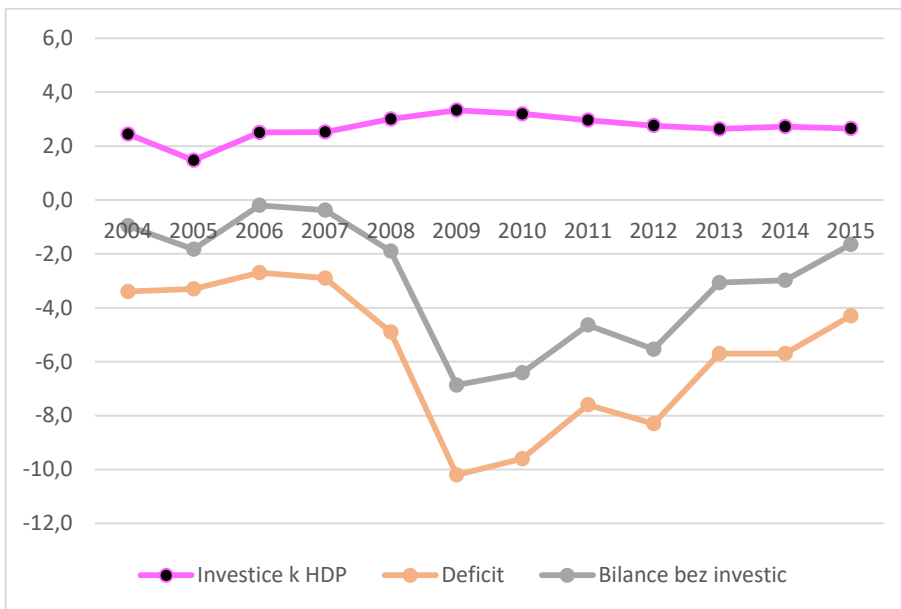
největšími přesahy deficitů nad investicemi. Naopak nejbližší plnění tohoto pravidla byla Velká Británie v letech 2006 a 2007, v nichž přesah nebyl větší než 0,4 % HDP.

Tabulka 16 Dodržování zlatého pravidla Velkou Británií v % (2004-2010)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Investice k HDP	2,4	1,5	2,5	2,5	3,0	3,3	3,2	3,0	2,8	2,6	2,7	2,7
Deficit	-3,4	-3,3	-2,7	-2,9	-4,9	-10,2	-9,6	-7,6	-8,3	-5,7	-5,7	-4,3
Bilance bez investic	-1,0	-1,8	-0,2	-0,4	-1,9	-6,9	-6,4	-4,6	-5,5	-3,1	-3,0	-1,7

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1); Key indicators (nasa_10_ki). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování, vlastní výpočet.

Graf 13 Dodržování zlatého pravidla Německem v % (2004-2010)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1); Key indicators (nasa_10_ki). Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování, vlastní výpočet.

Jednoduše formulované dluhové pravidlo, které požaduje meziroční pokles dluhu k HDP ve fiskálním roce 2015/2016, ještě vyhodnotit s jistotou nemůžeme, křivka (viz graf 17)

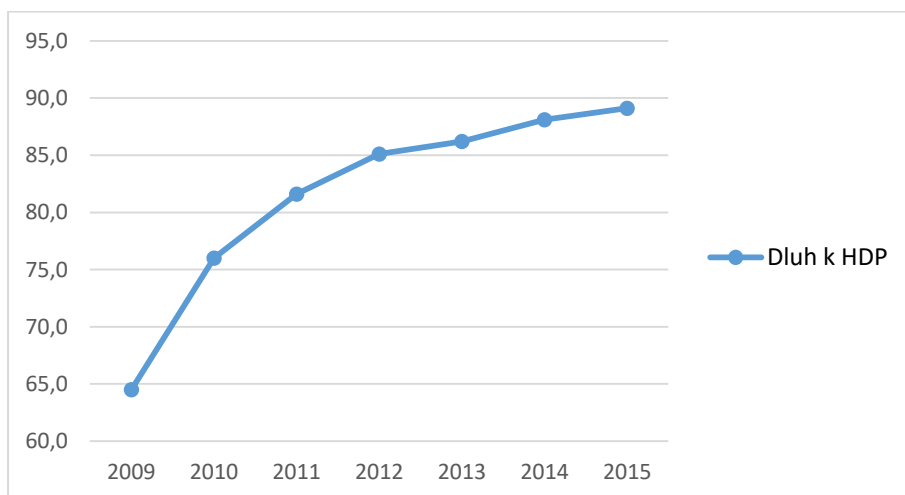
má však od roku 2009 sice rostoucí, ale přesto konkávní tendenci a splnit cíl se tedy může podařit.

Tabulka 17 Britský dluh v poměru k HDP v % (2009-2015)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Dluh k HDP	64,5	76,0	81,6	85,1	86,2	88,1	89,1

Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Graf 14 Britský dluh v poměru k HDP v % (2009-2015)



Zdroj: EUROSTAT, 2016. Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1).
Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq> | Vlastní zpracování.

Revidované bilanční pravidlo požaduje cyklicky očištěnou vyrovnanou bilanci ve fiskálním roce 2016/2017. Podle výpočtů Evropské komise se však Velká Británie k tomuto cíli neblíží, když její cyklicky očištěné deficity zůstávají daleko od vyrovnání.

Tabulka 18 Britská cyklicky očištěná bilance v poměru k HDP v % (2004-2015)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Cyklicky očištěná bilance	-4,0	-4,2	-3,9	-4,3	-5,2	-7,9	-7,2	-5,7	-6,4	-4,4	-5,3	-4,5

Zdroj: EVROPSKÁ KOMISE, 2016. Cyclical Adjustment of Budget Balances. [vid. 2016-12-12].
Dostupné z: <http://bit.ly/2hIo1w9> | Vlastní zpracování.

2.1.6.2. Zhodnocení

Velká Británie začínala v rámci sledovaného období s podobně nízkým poměrem dluhu k HDP jako Švédsko, k jeho konci je na tom však výrazně hůře. **Stanovená fiskální pravidla dlouhodobě neplní.** Z hlediska fiskální konsolidace lze jako pozitivní brát klesající růst podílu dluhu na HDP v posledních letech.

2.2. Česká finanční ústava – správná cesta?

Česká republika nemá v současné době žádné z popsanych fiskálních pravidel. Jednotná pravidla pro ni nejsou závazná, protože euro prozatím nepřijala a neúčastní se ani Evropského mechanismu směnných kurzů II (ERM II). Vlastní fiskální pravidlo prozatím nepřijala a po boku Velké Británie se odmítla připojit k Fiskálnímu kompaktu.

2.2.1. Návrh české finanční ústavy

Vláda, která vznikla po předčasných volbách v roce 2013, navázala na předchozí návrhy finanční ústavy svým vlastním návrhem. Ten počítal s dluhovým stropem na úrovni 55 % HDP.^{††} Projednávání ústavního zákona se protáhlo až do roku 2016. V říjnu tohoto roku nebyl ústavní zákon schválen, když pro něj nehlasovali ani poslanci z vládní ČSSD. Dluhové pravidlo mohlo být ještě prosazeno v rámci běžného zákona. Běžný zákon však odmítl Senát ČR. Česká republika tak zůstává poslední zemí EU, která ještě nemá žádné fiskální pravidlo.

^{††} ČTK, 2015. Souhrn ekonomických zpráv ČTK 24. února 04:00. Dostupné z: <http://bit.ly/2hdCFMW>

2.2.2. Zhodnocení návrhu české ústavy na základě zjištěných výsledků

Přestože česká finanční ústava zatím nebyla přijata, je na místě zhodnotit neúspěšné návrhy, poučit se z nich a při dalším případném předkládání návrhu předložit takový návrh, který povede Českou republiku vstříc fiskální konsolidaci.

Původní i revidovaný návrh finanční ústavy obsahoval dluhové pravidlo. Jak vyplynulo z výzkumu této práce, dluhové pravidlo je nejefektivnější ze všech, pokud jde o zajištění dluhové udržitelnosti, protože jako cílovou veličinu používá přímo poměr dluhu k HDP. Oba návrhy se však liší ve stanovené hranici. V podkapitole 2.1.1 bylo vysvětleno, jak se došlo ke konkrétním referenčním hodnotám při vytváření Maastrichtských fiskálních kritérií. Poměr dluhu k HDP na 60 % nebyl zvolen jako ideální. Byl zjištěn empiricky jako průměrný poměr dluhu k HDP v tehdejších zemích ES.

Původní návrh z roku 2009 obsahoval cílovou hranici 40 % HDP, když byl v témže roce deficit státního rozpočtu 34,1 % HDP a v roce 2010 38,2 %. Tehdy navrhovaná hodnota 40 % HDP tedy přibližně odpovídala empirické reálné hodnotě. Revidovaný návrh však posunul hranici na 55 % HDP. Přitom v roce 2014 byl poměr dluhu k HDP 42,2 % a o rok později 40,3 %. Hranice tak byla zvolena, aniž by odpovídala reálně pozorované hodnotě. Podle předsedy vlády Bohuslava Sobotky byla takto určena proto, aby zajišťovala udržení poměru dluhu k HDP pod 60 % stanovenými Maastrichtskými kritérii pro případ, když by ČR chtěla přijmout euro. Jenže tato hranice byla zvolena proto, že před více než dvaceti lety to byla průměrná hodnota dluhu k HDP v zemích ES. Použití této hranice pro ČR tak postrádá ekonomický smysl. Jedná se čistě o politický pohled na věc.

Závěr

Státní dluh a konsolidace veřejných financí je v dnešní době velkým tématem. Vzhledem k rostoucímu zadlužení některých zemí Evropské unie se hovoří o tzv. dluhové krizi. Dluh části vyspělých zemí dosahuje hodnoty jejich celého ročního hrubého domácího produktu nebo ji dokonce překračuje. Takový dluh bývá některými odborníky považován za nesplacitelný za pomoci konvenčních metod. Jako příhodná metoda konsolidace se jeví využití fiskálních pravidel. Ačkoli je na tom v ohledu zdraví veřejných financí Česká

republika stále relativně dobře, vede se v zemi diskuse o možném schválení fiskálního pravidla jako efektivního řešení fiskální konsolidace.

Cílem práce bylo analyzovat a zhodnotit fiskální pravidla vybraných zemí EU v předepsaném období. To se podařilo, byť s drobnými potížemi způsobenými zejména přechodem na nový účetní standard ESA 2010. Hlavní hypotézu se podařilo potvrdit. Práce zdůrazňuje, že ačkoli fiskální pravidla jsou cestou ke konsolidaci veřejných financí, klíčem k jejich funkčnosti je jejich dodržování. Při konstrukci pravidla tak musí být obzvlášť brán zřetel na dobře formulované výstupní klauzule, jsou-li vůbec považovány za nutné, a na vynucovací prostředky či případné sankce.

Státy byly pro účely této práce vybrány tak, aby byly ve zkoumání zahrnuty všechny druhy fiskálních pravidel popsané v teoretické části. Společná pravidla Evropské unie obsahují kombinaci dluhového a bilančního pravidla. Státy však používaly a používají i svá vlastní pravidla, která jsou často obsažena v jejich stabilizačních nebo konvergenčních programech. Ukázalo se, že výdajová či příjmová pravidla je zřejmě snazší dodržet, ovšem samy o sobě nemusí zaručit udržitelný vývoj dluhu. Naopak nejnáročnějším se zdá být dodržet dluhové pravidlo, které se ovšem zaměřuje na poměr dluhu k HDP, což je samo o sobě hlavní ukazatel používaný při určení udržitelnosti dluhu. Jako nejúčinnější pro fiskální konsolidaci bylo ostatně toto pravidlo označeno Mezinárodním měnovým fondem^{**} a já s tímto názorem souhlasím.

Zvláštní zřetel jsem kladl na hospodářskou krizi. Předpokládal jsem, že v průběhu hospodářské krize z let 2008 a 2009 prošla pravidla nejnáročnější zkouškou a jejich dodržování bylo horší než v období mimo krizi. Tato hypotéza byla díky zkoumání potvrzena. Nejen že v průběhu krize klesla ve většině případů úspěšnost plnění pravidel. Některá pravidla byla v těchto letech revidována nebo dokonce nahrazena novými pravidly.

Práce měla na základě analýzy již existujících a dlouhodoběji fungujících pravidel v evropských zemích zhodnotit návrh české finanční ústavy. Česká republika žádné

^{**} KUMAR, Manmohan S. et al., 2009. Fiscal Rules – Anchoring Expectations for Sustainable Public Finances. *Staff papers - International Monetary Fund* [online]. 16. 12. [vid. 2016-12-18]. Dostupné z: <http://bit.ly/1XVFAEE>

fiskální pravidlo zatím nemá a potřeba zavedení vlastního pravidla po rozhodnutí nepřistoupit k Fiskálnímu kompaktu v roce 2011 vzrostla. Návrh české finanční ústavy obsahuje pouze jeden druh fiskálního pravidla, a to pravidlo dluhové. Je to nejefektivnější možná volba ze všech čtyř základních druhů. Revidovaný návrh však přinesl posun hranice poměru dluhu k HDP ze 40 % na 55 %. Referenční hodnota stanovena takto vysoko nad současným stavem, který se pohybuje mírně nad 40 %, však nemá ekonomický smysl a šlo by co do účinků jen právě o snahu politiků jít s proudem a nezůstat poslední zemí v Evropské unii bez fiskálního pravidla, než že by si skutečně současná vláda chtěla svázat ruce. V návrhu se neobjevila opatření umožňující lepší vynutitelnost, což stojí za povšimnutí. Vliv fiskálních pravidel na konsolidaci rozpočtů tato studie potvrdila jako pozitivní, ale jen pokud jsou tato pravidla dodržena.

Literatura

Monografie

BALDWIN, Richard E. a Charles WYPLOSZ, 2015. *The economics of European integration*. 5th edition. London Boston Burr Ridge, IL Dubuque, IA Madison, WI: McGraw-Hill Education. ISBN 978-0-07-716965-7.

Vědecké články

KUMAR, Manmohan S. et al., 2009. Fiscal Rules – Anchoring Expectations for Sustainable Public Finances. *Staff papers - International Monetary Fund* [online]. 16. 12. [vid. 2016-12-18]. Dostupné z: <http://bit.ly/1XVFAEE>

MERRIFIELD, John a Barry POULSON, 2016. Swedish and Swiss Fiscal-Rule Outcomes Contain Key Lessons for the United States. *The Independent Review*. [vid. 2016-11-14]. Dostupné z: <http://bit.ly/2i2YFXK>

MOŽDZIERZ, Anna, 2015. Strengthening the Post-crisis Fiscal Rules – the Case of Spain, Slovakia and Sweden. *Equilibrium* [online]. 30. 6., 10(2), 31. ISSN 2353-3293, 1689-765X. [vid. 2016-11-14]. Dostupné z: doi:10.12775/EQUIL.2015.012

Dokumenty vládních i nevládních institucí, zákony aj.

EOS GALLUP EUROPE, 2003. Flash eurobarometer 149: „Post-referendum in Sweden“. [vid. 2016-12-12]. Dostupné z: <http://bit.ly/2i2zLaT>

MINISTERSTVO FINANCÍ ŠVÉDSKA, 2014. Sweden's Convergence Programme Update 2014. [vid. 2016-12-12]. Dostupné z: <http://bit.ly/1NKZVpN>

Internetové zdroje

ČTK, 2015. Souhrn ekonomických zpráv ČTK 24. února 04:00. Dostupné z: <http://bit.ly/2hdCFMW>

Statistiky

ECONOMY WATCH, 2016. General Government Structural Balance (% Potential GDP) Data for All Countries. Dostupné z: <http://bit.ly/2i1nFya>

EUROSTAT, 2016. Database: Economy and finance. Dostupné z: <http://bit.ly/1vbibQq>

Následuje seznam datových souborů Eurostatu užitých v této práci i s příslušnou cestou:

Data navigation tree > Database by themes > Economy and finance > National accounts (ESA 2010) (na10) > Quarterly national accounts (namq_10) > Main GDP aggregates (namq_10_ma) > GDP and main components (output, expenditure and income) (namq_10_gdp)

Data navigation tree > Database by themes > Economy and finance > Government statistics (gov) > Government finance statistics (EDP and ESA 2010) (gov_gfs10) > Annual government finance statistics (gov_10a) > Government revenue, expenditure and main aggregates (gov_10a_main)

Data navigation tree > Database by themes > Economy and finance > Government statistics (gov) > Government finance statistics (EDP and ESA 2010) (gov_gfs10) > Government deficit and debt (gov_10dd) > Government deficit/surplus, debt and associated data (gov_10dd_edpt1)

EVROPSKÁ KOMISE, 2016. Cyclical Adjustment of Budget Balances. [vid. 2016-12-12]. Dostupné z: <http://bit.ly/2hIo1w9>

ŠVÉDSKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2014. Public Finances in Sweden 2014. ISSN 1654-1227. Dostupné z: <http://bit.ly/2iboFDx>

RESPONSE TO TULLOCK: WHY DO ENTREPRENEURS NOT STUDY THE AUSTRIAN BUSINESS CYCLE THEORY? GAME THEORY APPROACH.

Tomáš Frömmel

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xfrot00@vse.cz*

Abstract

The paper reacts to Tullock's suggestion that rational entrepreneurs should study the Austrian business cycle theory to obtain the ability to predict consequences of the central bank policy. Then, they could not be fooled by artificial lowering of the money rate of interest and no business cycle should occur. Game theory apparatus is used to explain why entrepreneurs have no incentive to study Austrian economics. Since each entrepreneur himself cannot change the course of the business cycle, his dominant strategy is not to study the Austrian cycle theory. Model is formulated as both non-repeated game and repeated game; both suggest that entrepreneurs might not study the Austrian economics, which disproves Tullock's critique.

Keywords

Austrian business cycle theory, rational expectations objection, game theory, prisoner's dilemma, trigger strategy

JEL Classification

C71, E32, E52

Introduction

The Austrian business cycle theory (Hayek, 1933, Hayek, 1935, Mises, 1953) is commonly criticized for its alleged incompatibility with the rational expectations hypothesis (Muth, 1961, Lucas, 1972). Critics of the Austrian cycle theory (e.g. Tullock, 1988, Cowen, 1997 or Wagner, 1999) claim that if entrepreneurs' expectations were rational, they could not be fooled systematically by the central bank lowering the money rate of interest below its natural level. Critics suggest that if entrepreneurs were rational and had rational expectations, they would be able to predict consequences of the central

bank policy and would learn systematically from their previous faults. Hence, an artificial “Austrian” boom could not be, apparently, initiated in the economy with entrepreneurs whose expectations are rational.

Additional argument against the Austrian business cycle theory is introduced by Tullock (1988, p. 73): “Austrians argue that entrepreneurs are well informed and make correct judgments. At the very last, one would assume that a well-informed business person interested in important matters concerned with the business would read Mises and Rothbard and, hence, anticipate the government’s action.” As Tullock further argues, if entrepreneurs studied the Austrian business cycle theory and could anticipate monetary policy, they would not react anyhow on expansive policy of the monetary authority and an artificial boom could not be initiated.

There have been some attempts (e.g. Garrison, 1989, Carilli and Dempster, 2001 or Murphy, 2005) to disprove the rational expectations objection and to defend the Austrian business cycle theory against its critique. This paper aims to disprove Tullock’s suggestion by explaining why entrepreneurs have no incentive to study the Austrian business cycle theory. Game theory apparatus is used since there are many entrepreneurs in the economy and no single one may change the course of the business cycle; hence, interdependence of all the entrepreneurs’ decision-making must be considered.

We conclude that each entrepreneur’s dominant strategy in non-repeated game is not to study Austrian economics. Then, socially optimal outcome is not achieved because of prisoner’s dilemma problem. In multiple-round game, possibility of socially optimal outcome achievement is not rejected; studying the Austrian business cycle theory may be optimal action in case of sufficiently low interest rate. Tullock’s critique might be hereby disproved in some cases and the Austrian business cycle theory might be defended against its critique.

The structure of the paper is as follows. Firstly, assumptions and methodology of following models are presented. Second chapter formulates non-repeated game and discusses its conclusions. Third chapter describes the game formulated as repeated

with players following the trigger strategy. Last chapter of this paper extends repeated game by considering postponement of the trigger strategy launch.

Assumptions and comments on methodology

Let us, in this paper, assume that entrepreneurs form rational expectations.^{§§} Let us further accept Tullock's idea that if entrepreneurs studied the Austrian business cycle theory, they would obtain the ability to anticipate the central bank policy.^{***} Furthermore, assumption of costless monitoring of the monetary authority policy is necessary. Then, the central bank could not fool any entrepreneur permanently and no artificial boom could be launched in such an economy. Furthermore, let us assume that entrepreneurs prefer such an outcome of smoothed course of economic development.

Since there are many entrepreneurs in the economy, each of them possesses only very limited ability to influence the course of the business cycle. In such a case, it is not sufficient to analyze decision-making of one single entrepreneur; on the contrary, we need to consider interdependence of decision-making of all the entrepreneurs in the economy as well. Using the apparatus of the game theory is hereby justified.

For simplicity, let us make several additional assumptions. The whole economy consists of substantial number of entrepreneurs who are all small enough. No entrepreneur himself may, therefore, influence the course of cyclical fluctuations of the economy. Moreover, let us assume all these small entrepreneurs are similar to each other.

Game theory models formulated in subsequent chapters, therefore, examine decision-making of one representative entrepreneur deciding whether to study the Austrian business cycle theory, assuming all the other entrepreneurs behave as one homogeneous entity.

^{§§} There are numerous objections against the rational expectations hypothesis (e.g. Hoppe, 1997, Boettke, 1997, Block, 1999 or Basse, 2006). The assumption of rational expectations is made since aim of this paper is to show that even if entrepreneurs form rational expectations, they should not study Austrian economics.

^{***} This idea is criticized by Garrison (1986) explaining that even if entrepreneurs knew economic theory, they could not predict consequences of the central bank policy. This may be another critical argument against Tullock's suggestion.

Non-repeated game

First, let us formulate and solve simple non-repeated simultaneous game. Two players, representative entrepreneur and all the other entrepreneurs treated as homogeneous, decide whether to study the Austrian business cycle theory.

Each player has, therefore, two possible actions to be chosen (“to study” and “not to study”). Thus, this game has four possible outcomes – both representative entrepreneur and the other ones study (square 1 in Figure 1 below), representative entrepreneur studies while the others do not (square 2), representative entrepreneur does not study while the others do (square 3) and both representative entrepreneur and the other ones do not study (square 4).

Both possible actions bear some benefits and costs for representative entrepreneur. His pay-offs for all the possible outcomes of the game are summarized in his pay-off matrix in Figure 1 below where “B” stands for representative entrepreneur’s benefits and “C” denotes his costs.

		Other entrepreneurs	
		To study	Not to study
Representative entrepreneur	To study	Square 1 $B > 0$ $C > 0$	Square 2 $B \rightarrow 0$ $C > 0$
	Not to study	Square 3 $B > 0$ $C = 0$	Square 4 $B = 0$ $C = 0$

Figure 1 Pay-off matrix of representative entrepreneur

Costs of studying the Austrian economics^{†††} are positive in squares 1 and 2, if an entrepreneur chooses to study. These costs might be mostly opportunity costs of time and effort which could be devoted to other activities than studying the Austrian business cycle theory. We may, nevertheless, imagine explicit costs of studying as well; for purposes of our model, distinction between implicit and explicit costs is not necessary. In squares 3 and 4, representative entrepreneur does not study the Austrian economics and, therefore, does not pay any costs.

Since representative entrepreneur prefers smoothed course of economic development, his benefits are positive in case of moderate course of cyclical fluctuations of the economy and equal to zero if the business cycle occurs. Nevertheless, since no single entrepreneur himself may influence the course of the business cycle, these benefits depend rather on action chosen by the other entrepreneurs. Thus, in squares 1 and 3 where the other entrepreneurs decide to study, cyclical fluctuations should be smoothed and representative entrepreneur's benefits are positive, regardless whether he himself studies or not. In square 2 where the other entrepreneurs do not study while representative entrepreneur does, his benefits are positive, but close to zero since he possesses only very limited ability to change the course of the business cycle which is, therefore, smoothed only little bit. Finally, in square 4 where no entrepreneur studies Austrian economics, cyclical fluctuations of the economy occur, which bears zero benefits for the representative entrepreneur.

In this set-up, benefits mean benefits for representative entrepreneur only, not benefits for the whole economy. Studying Austrian economics and following smoothing of the business cycle is the source of the positive externality; nevertheless, social benefits are not considered in the pay-off matrix since representative entrepreneur cares only about private benefits and does not take social benefits into account during his decision-making.

^{†††} Costs of studying the Austrian economics include costs of studying general macroeconomic theory as well. Since there are many contradictory theories explaining the business cycle phenomena, entrepreneurs need to recognize that the Austrian theory is the right one which should be studied and used when observing the monetary authority policy. Especially these costs of studying and comparing rival theories might be high since even economists do not agree with one another in this issue and the Austrian business cycle theory has not been broadly accepted by current economic mainstream.

Let us now set up the preferences of the representative entrepreneur. Obviously, we assume entrepreneur maximizes his benefits and minimizes his costs. Hence, square 3 is strictly preferred to all other squares since this square leads to highest difference between benefits and costs. Contrarily, squares 1, 3 and 4 are strictly preferred to square 2 since this square gives the lowest difference between benefits and costs.

We may finally proceed to solving the whole game. If the other entrepreneurs study Austrian economics, representative entrepreneurs' optimal action is "not to study" since square 3 is strictly preferred to square 1. If the other entrepreneurs do not study, representative entrepreneur should not study as well, since he strictly prefers square 4 to square 2. Not to study the Austrian business cycle theory is, therefore, dominant strategy of the representative entrepreneur.

Since we assumed all the entrepreneurs in the economy are the same, described decision-making problem is solved by all of them. Hence, not to study the Austrian business cycle theory is dominant strategy for all the entrepreneurs in the economy. Nash equilibrium of the game is, therefore, in square 4; no entrepreneur studies Austrian economics in equilibrium since no entrepreneur has an incentive to study the Austrian business cycle theory as he cannot unilaterally increase his pay-off.

Such an outcome is, nonetheless, not socially optimal. Apparently, socially optimal outcome might be in square 1; all the entrepreneurs in the economy would study the Austrian cycle theory since social benefits would exceed costs of studying. Thus, no cyclical fluctuations would occur in socially optimal outcome. Nevertheless, each entrepreneur has an incentive to deviate from his action by moving to square 3 which he strictly prefers to square 1. Socially optimal outcome is, hence, not achievable and sustainable because of coordination failure such as in the "prisoner's dilemma" game.

Repeated game

Previously mentioned prisoner's dilemma problem might be simply overcome by formulating the game as the dynamic one, consisting of more than one round (Potužák, 2007). Furthermore, such a set-up would be more realistic than previously described one-round game since entrepreneurs usually stay in their businesses for many years and their

interactions have, therefore, multiple-round nature. Thus, let us extend the model presented in previous chapter by considering the game repeated for several times. For simplicity, we assume the number of rounds as infinite.

All the methodology remains the same as in previous game; thus, a game is played by one representative entrepreneur whose decision-making is examined and all the other entrepreneurs, treated as one homogeneous player. Each player may choose between two possible actions, “to study” and “not to study”. The question to be answered is whether representative entrepreneur has an incentive to study the Austrian business cycle theory in such a multiple-round set-up.

We expect that costs of studying Austrian economics are not one-off costs, but have a permanent nature. It is not sufficient to study the Austrian business cycle theory just in one round and then benefit from acquired knowledge in all the subsequent rounds. On the contrary, knowledge of economic theory must be practiced in all the rounds; otherwise the ability to predict the monetary authority disappears.^{†††}

In subsequent analysis, “net benefit”, denoted π_i in each of squares 1 to 4, stands for the difference between entrepreneur’s benefits and costs. Obviously, an entrepreneur maximizes his net benefits; hence, he chooses to study the Austrian economics only if net benefits in case of studying exceed his net benefits in case of not studying. Costs and benefits in later rounds of the game are discounted to its present value.^{§§§}

We assume all the players follow the trigger strategy.^{****} Representative entrepreneur punishes the other entrepreneurs by non-cooperation if they do not cooperate. The others are expected to follow cooperative strategy until representative entrepreneur cooperates as well. If representative entrepreneur stops cooperation, he might be punished by the other ones who do not cooperate in subsequent rounds as well.

^{†††} Costs of studying in each round might be lower than costs of studying in one-round game. It is not necessary to express it precisely.

^{§§§} Present value is given by discounting future values by discount factor $\frac{1}{(1+r)^t}$, where r denotes real interest rate which is, for simplicity, assumed to be constant over time.

^{****} Trigger strategy is explained in detail in Osborne (2004).

Cooperative action of the other entrepreneurs is supposed in the first round of the game while representative entrepreneur may decide whether to cooperate or not. Hence, two outcomes may arise. Let us analyze all of them successively and express present value of representative entrepreneur's net benefits in infinite-round game.

Firstly, both representative and the other entrepreneurs may choose cooperative strategy in the first round. Socially optimal outcome is achieved and since both players cooperate, neither of them might have an incentive to deviate from his action; cooperation of all the entrepreneurs, therefore, persists in all the subsequent rounds of the game as well. Such a situation corresponds to square 1 in Figure 1 above. For present value of representative entrepreneur's net benefits in case of cooperative strategy we obtain the formula

$$NB_C = \pi_1 + \frac{\pi_1}{(1+r)} + \frac{\pi_1}{(1+r)^2} + \dots = \pi_1 \cdot \frac{1+r}{r} \quad (1)$$

Secondly, representative entrepreneur may decide not to cooperate in the first round of the game while the other ones choose cooperative action. Hence, in the first round of the game, the outcome is represented by square 3 in Figure 1. Nevertheless, since representative entrepreneur does not cooperate, the others following the trigger strategy have an incentive not to cooperate as well in subsequent rounds of the game. Hence, the outcome in all the subsequent rounds of the game will be expressed by square 4 in Figure 1 above. Present value of representative entrepreneur's net benefits for non-cooperative strategy is, therefore, given by the formula

$$NB_N = \pi_3 + \frac{\pi_4}{(1+r)} + \frac{\pi_4}{(1+r)^2} + \dots = \pi_3 + \pi_4 \cdot \frac{1}{r} \quad (2)$$

Since both benefits and costs are equal to zero in square 4, net benefit is equal to zero as well ($\pi_4 = 0$); hence, present value of net benefits is given just by

$$NB_N = \pi_3 \quad (3)$$

Studying the Austrian business cycle theory may be profitable strategy for representative entrepreneur only if his net benefits of studying (NB_C) exceed net benefits of not studying (NB_N); hence, if

$$NB_C > NB_N. \quad (4)$$

Substituting equations (1) and (3) into an equation (4) leads to following condition for cooperative strategy sustainability:

$$\pi_1 \cdot \frac{1+r}{r} > \pi_3, \quad (5)$$

which may be rewritten as

$$r < \frac{\pi_1}{\pi_3 - \pi_1}. \quad (6)$$

The real interest rate on the left side of equation (6) is always positive and the expression $\pi_3 - \pi_1$ in denominator on the right side of this equation is positive as well since $\pi_3 > \pi_1$.^{††††} Hence, there will certainly be no cooperation of entrepreneurs in case of negative π_1 . Suggested inequality condition might be satisfied only in case of positive π_1 , such an outcome is, nonetheless, not warranted. Studying the Austrian business cycle theory is likely to occur only in case of sufficiently low real rate of interest; otherwise entrepreneurs do not cooperate, thus, do not study Austrian economics, since this strategy does not maximize their net benefits.

Thus, Tullock's suggestion seems to be justified only in some particular cases; entrepreneurs may rationally decide not to study the Austrian business cycle theory if the rate of interest is high enough. Whether cooperation of entrepreneurs is likely to be achieved depends mostly on parameters π_1 and π_3 ; probability of cooperation between entrepreneurs increases with an increase in π_1 and decreases with an increase in π_3 .

^{††††} Representative entrepreneur's benefits are almost the same in squares 1 and 3, his costs differ significantly which explains the difference between net profits in squares 1 and 3.

Each entrepreneur deciding whether to stop cooperating compares an increase in net benefits in the first round of the game due to a decrease of his costs, with a decrease in his net benefits in all the subsequent rounds due to a decrease of his benefits because of lower smoothing of the business cycle. This fact is expressed graphically in Figure 2 below where space A expresses an increase in net benefit in the first round and space B a decrease in net benefits in subsequent rounds if an entrepreneur decides not to cooperate. Cooperation of entrepreneur is achievable only if space A does not exceed space B.

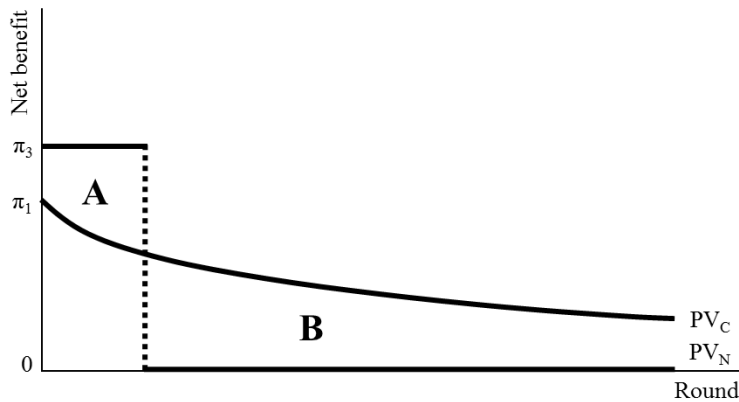


Figure 2 Present value of net benefits in case of cooperation and non-cooperation

We have, till now, concluded that in case of multiple-round game, equilibrium may be in a state where all the entrepreneurs study Austrian economics and the business cycle is, therefore, smoothed. Existence of such an outcome is, however, not warranted since all the entrepreneurs may have an incentive to behave non-cooperatively. Hence, Tullock's suggestion might be partly disproved.

Repeated game: An extension

When solving the infinite-round set-up, we assumed that as representative entrepreneur chooses uncooperative strategy, the others do not cooperate in subsequent rounds as well. Nevertheless, such an assumption seems to be feasible only in the economy with sufficiently low number of entrepreneurs having the capacity to observe the behavior of all the others and hereby enforce their cooperation. In reality, this might not be the case. Entrepreneurs actually cannot observe one another perfectly and, therefore, their reaction

to the non-cooperation strategy of the other entrepreneurs might be postponed by several rounds of the game.

This delay of trigger strategy launch raises present value of net benefits for non-cooperative strategy and, on the contrary, decreases present value of net benefits if an entrepreneur cooperates. This might decrease probability of cooperation between entrepreneurs, hence, increase probability that entrepreneurs do not study the Austrian economics.

Let us expect that after representative entrepreneur decides not to cooperate with the others, trigger strategy is launched progressively, not immediately. Some entrepreneurs may react immediately, some react in subsequent rounds. Let us use the letter m ($m \geq 1$) to denote average number of rounds of the game when representative entrepreneur does not cooperate while the others do.

We may, then, generalize previously expressed equation (3) for present value of representative entrepreneur's net benefits in case of non-cooperative strategy. Generalized equation takes form

$$NB_N = m \cdot \pi_3. \quad (7)$$

Then, the equation (5) expressing the condition for the cooperative strategy sustainability takes the form

$$\pi_1 \cdot \frac{1+r}{r} > m \cdot \pi_3, \quad (8)$$

where all the used variables have been described previously. The generalized condition may be rewritten as

$$r < \frac{\pi_1}{m \cdot \pi_3 - \pi_1}. \quad (9)$$

Presented generalized version of the model predicts cooperation of entrepreneurs is achievable only in case of sufficiently low interest rate which is even lower than

the interest rate expressed in previous chapter in equation (6). Thus, if trigger strategy launch is not immediate, probability of studying the Austrian economics by entrepreneurs decreases. The higher the delay of reaction is, the lower is rate of interest necessary in order to achieve the sustainability of the cooperation of entrepreneurs and the lower is the probability of studying the Austrian business cycle theory.

Introducing the m parameter into the model changes the shape of Figure 2 as well. Updated shape is expressed in Figure 3 below where all the variables and curves are the same as in Figure 2. Obviously, space A increased and space B decreased compared to Figure 2, which implies that probability of studying Austrian economics is lower.

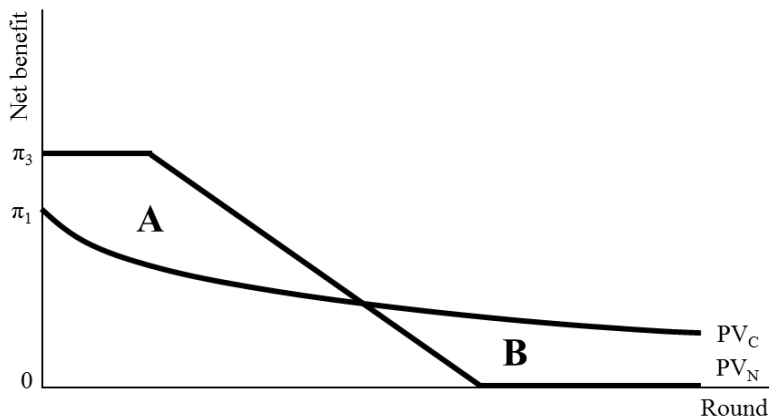


Figure 3 Present value of net benefits in case of cooperation and non-cooperation (extension)

Obviously, the m parameter should increase with an increase in the number of entrepreneurs in the economy. Thus, probability of studying the Austrian business cycle theory decreases with an increase in number of entrepreneurs in the economy. One might expect that m gradually approaches to infinity if number of entrepreneurs rises. Then, the expression on the right side of equation (9) gradually approaches to zero, which implies cooperative strategy would be achievable only in case of negative rate of interest.

Thus, studying the Austrian business cycle theory is likely only in an economy with only few entrepreneurs. Modern economies consist from high number of entrepreneurs where

lower interest rate is necessary to maintain the cooperative strategy of entrepreneurs. Tullock's (1988) critique of the Austrian business cycle theory might be hereby disproved.

Concluding remarks

This paper reacted to Tullock's (1988) suggestion that entrepreneurs should study the Austrian business cycle theory and aimed to contribute to rejecting the rational expectations objection against the Austrian cycle theory.

Game theory apparatus was used to explain that entrepreneurs have no incentive to study Austrian economics. Since all the entrepreneurs are too small to have the capacity to change the course of the business cycle, their dominant strategy in non-repeated game is not to study. Multiple-round game suggests entrepreneurs might have an incentive to study Austrian economics in some cases, but such an outcome is more likely to occur in an economy with small number of entrepreneurs with a capacity to observe one another. We have, therefore, concluded that Tullock's proposal may be disproved.

Bibliography

Basse, Tobias (2006). An Austrian Version of the Lucas Critique. *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 15-26.

Block, Walter (1999). Austrian Theorizing: Recalling the Foundations. *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, Vol. 2, No. 4, pp. 21-29

Boettke, Peter J. (1997). Where did economics go wrong? Modern economics as a flight from reality. *Critical Review*, Vol. 11, No. 1, pp. 11-64

Carilli, Anthony M., Dempster, Gregory M. (2001). Expectations in Austrian Business Cycle Theory: An Application of the Prisoner's Dilemma. *The Review of Austrian Economics*, Vol. 14, No. 4, pp. 319-330

Cowen, Tyler (1997). *Risk and Business Cycles: New and Old Austrian Perspectives*. London: Routledge.

Garrison, Roger W. (1986). Hayekian Trade Cycle Theory: A Reappraisal. *The Cato Journal*, Vol. 6, No. 2, pp. 437-453.

Garrison, Roger W. (1989). The Austrian Theory of The Business Cycle in the Light of Modern Macroeconomics. *Review of Austrian Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 3- 29.

Hayek, Friedrich A. (1933). *Monetary Theory and the Trade Cycle*. London: Jonathan Cape

Hayek, Friedrich A. (1935) [1931]. *Prices and Production*. 2nd edition. New York: Augustus M. Kelly Publishers.

Hoppe, Hans H. (1997). On Certainty and Uncertainty, Or: How Rational Can Our Expectations Be? *The Review of Austrian economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 49-78.

Lucas, Robert E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, pp. 103-124.

Mises, Ludwig (1953) [1912]. *Theory of Money and Credit*. New Haven: Yale University Press.

Murphy, Robert (2005). The Rational Expectations Objection to Austrian Business Cycle Theory: Prisoner's Dilemma or Noisy Signal? Working paper.

Muth, John F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, pp. 315-335.

Osborne, Martin J. (2004). *An introduction to game theory*. New York: Oxford University Press.

Potužák, Pavel (2007). *Rakouská teorie hospodářského cyklu – pohled současné makroekonomie*. Diploma thesis. Prague: University of Economics Prague.

Tullock, Gordon (1988). Why the Austrians Are Wrong About Depressions. *The Review of Austrian Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 73-78.

Wagner, Richard E. (1999). Austrian Cycle Theory: Saving the Wheat while Discarding the Chaff. *The Review of Austrian Economics*, Vol. 12, No. 1, pp. 65-80.

FISKÁLNÍ MULTIPLIKÁTOR PŘI NULOVÉ NOMINÁLNÍ ÚROKOVÉ MÍŘE: EMPIRICKÁ VERIFIKACE NA DATECH SPOJENÝCH STÁTŮ

Tomáš Šestořád

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xsest00@vse.cz*

Abstrakt

Tento článek empiricky testuje ekonomickou teorii, která předpokládá, že fiskální multiplikátor je výrazně vyšší v situaci nulových úrokových měr než za normálních okolností. K ověření ekonomického modelu je použita vektorová autoregrese. Ekonometrický model je odhadnut na datech Spojených států mezi lety 1955 a 2015. Získané výsledky ukazují, že fiskální multiplikátor byl vyšší v období 80. a 90. let 20. století než po roce 2000, kdy bylo dosaženo nulové nominální úrokové míry. Na základě získaných výsledků je zkoumaná ekonomická hypotéza zamítnuta. Pravděpodobným důvodem zamítnutí hypotézy je příliš velká persistence fiskální expanze v období, kdy nominální úroková míra dosáhla nuly.

Klíčová slova

fiskální multiplikátor, nulová nominální úroková míra, vektorová autoregrese

JEL Classification

C32, E52, E62

Úvod

Dosáhnutí nulové nominální úrokové míry centrálními bankami v minulých letech vedlo ke hledání možností, jak stimulovat ekonomiku jinak než prostřednictvím snižování nominální úrokové míry. Kromě hledání alternativních možností monetární politiky se pozornost také soustředila k fiskální politice. Ekonomové (Eggertsson, 2009, Christiano et al., 2011, Woodford, 2011) začali zkoumat velikost fiskálního multiplikátoru v situaci nulové nominální úrokové míry, přičemž dospěli k závěru, že by v takové situaci měl být vyšší než jedna. Přitom za normálních okolností makroekonomické modely predikují fiskální multiplikátor výrazně nižší než jedna a to bez ohledu na použitý model

(Hall, 2009). Proto cílem tohoto článku je empirická verifikace hypotézy, že fiskální multiplikátor je při nulové nominální úrokové míře vyšší než za normálních okolností.

Ekonomická teorie je testovaná na datech Spojených států v období mezi lety 1995 a 2015. Spojené státy byly zvoleny, neboť je lze do jisté míry aproximovat modelem uzavřené ekonomiky (Dadkhah, 2009), což je jedním z předpokladů použitých makroekonomických modelů. Pro potřeby ověření ekonomické teorie byla z dat abstrahována jejich cyklická složka pomocí Kalmánova filtru tak, aby byla co největší podobnost s ekonomickým modelem, který pracuje s procentuálními odchylkami proměnných od jejich rovnovážných hodnot (netýká se úrokových měr). K posouzení změn velikosti fiskálního multiplikátoru byl původní datový soubor rozdělen na tři rozdílné časové úseky s tím, že v posledním z nich po téměř polovinu zkoumaného období převládala v ekonomice nulová nominální úroková míra centrální banky. K určení velikosti fiskálního multiplikátoru byly použity kumulativní funkce impulzivní odezvy získané pomocí vektorové autoregrese.

Pomocí zvolené metodologie se nepodařilo prokázat zkoumanou hypotézu. Střední hodnota fiskálního multiplikátoru po roce 2000 (období kam spadá dosažení nulové nominální úrokové míry) je o 0,243 menší než odhad pro 80. a 90. léta 20. století. Důvodem nižšího multiplikátoru při dosažení nulové úrokové míry je příliš velká persistence vládního šoku, která vede k vytlačení soukromé spotřeby vládním sektorem již v období, kdy nominální úroková míra dosahuje nulové hodnoty.

1. Motivace

1.1. Nulová nominální úroková míra

Nulová nominální úroková míra je hranice, kdy přestává být monetární politika účinná, neboť centrální banka užívající inflační cílování nemá prostor, jak by stimulovala ekonomiku. Na situaci lze nahlížet jako na past likvidity (Krugman, 1998).

Problém nulové hranice nominální úrokové míry je relevantní od poloviny 90. let 20. století, kdy japonská centrální banka snížila diskontní sazbu na půl procentního bodu, kolem něhož se pohybuje až do současnosti. Nízká úroková míra je doprovázena mírnou deflací, která trvá po převážnou část doby od dosáhnutí hranice nulových

úrokových měr. Japonsku se nepodařilo překonat tuto past na likviditu ani pomocí nekonvenční monetární politiky (kvantitativní uvolňování, forward guidance, devizové intervence) (Kuroda, 2016, Franta et al., 2014). V ostatních vyspělých ekonomikách zůstala inflace až do roku 2008 stabilní a odpovídala zamýšlené monetární politice centrálních bank. Situaci změnila finanční krize v roce 2008, která vedla k přiblížení inflace k nule. Centrální banky na nastalou krizi reagovaly snížením svých sazeb. Především v případě Spojených států sáhla centrální banka k drastickému snížení své sazby až k nule. Dalším krokem bylo použití nekonvenční monetární politiky k dosažení vyšší inflace. Tento postup následovaly i ostatní centrální banky.

Vzhledem k nejistým výsledkům nekonvenční monetární politiky se upírá zájem současné makroekonomie k možnostem fiskální politiky. Hlavní otázkou je, zda vládní výdaje jsou schopné dostatečně stimulovat produkt a překonat tak problém nulové nominální úrokové míry (Eggertsson, 2009, Hall, 2009, Woodford, 2011). Efektem vládních výdajů na produkt se zabývá následující podkapitola.

1.2. Fiskální multiplikátor a jeho determinanty

Základním způsobem vyhodnocení účinnosti fiskální politiky je porovnání změny vládních výdajů se změnou produktu. Vliv vládních výdajů na blaho domácností vyjádřené užitek se určuje pomocí welfare analýzy. Vyhodnocení účinnosti fiskální politiky se odvíjí od konkrétní specifikace ekonomického modelu. Odlišné modely jsou schopné přinést protichůdné výsledky.

Fiskální multiplikátor měří, o kolik se zvýší produkt, pokud se vládní výdaje zvýší o jednotku. Formálně lze fiskální multiplikátor zapsat jako

$$\frac{dY_t}{dG_t}$$

Kromě tohoto základního multiplikátoru existuje také celkový fiskální multiplikátor, jež akumuluje efekt fiskálního multiplikátoru po stanovenou dobu n období

$$\frac{\sum_{k=0}^n dY_{t+k}}{\sum_{k=0}^n dG_{t+k}}$$

Dále se rozlišuje multiplikátor, který kumuluje vliv současného nárůstu vládních výdajů na přítomný a budoucí produkt po dobu n period

$$\frac{\sum_{k=0}^n dY_{t+k}}{dG_t}$$

Definice různých typů fiskálního multiplikátoru shrnuje Spilimbergo et al. (2009).

Velikost fiskálního multiplikátoru nelze jednoznačně určit, jak je patrné z Clemens a Miran (2011), kde fiskální multiplikátor se pohybuje pro jednotlivé země v rozmezí 0,3 - 3. Schopnost vládních výdajů stimulovat hospodářství je dána mnoha různými faktory. Jedním z určujících faktorů je fáze hospodářského cyklu, v níž se ekonomika nachází v okamžiku, kdy dojde k fiskální expanzi. Optimální stav nastává, když je fiskální politika proticyklická. Vynaložené vládní výdaje v průběhu hospodářské krize dokáží výrazně stimulovat ekonomiku. Fiskální multiplikátor v období krize dosahuje střední hodnoty 1,5, jak ukazují Auerbach a Gorodnichenko (2012) na příkladu Spojených států.^{****} Obdobné výsledky byly obdrženy i pro další vyspělé ekonomiky. V Německu během krizových období fiskální multiplikátor osciluje kolem dvojky (Berg, 2014).

1.3. Ekonomický model

V reakci na nastání nulových nominálních úrokových měr reagovali Eggertsson (2009) a Woodford (2011), kteří analyticky odvodili model, v němž je fiskální multiplikátor větší než jedna, pokud ekonomika dosáhla hranice nulové nominální úrokové míry. Jejich ekonomický model je odvozen v rámci nového keynesovství a vychází ze skutečnosti, že velikost fiskálního multiplikátoru závisí na akomodaci fiskální expanze ze strany centrální banky. Měnová autorita se prostřednictvím svého monetárního pravidla stává tím subjektem, který určí efektivitu vládních výdajů.

^{****} V období expanze odhadnutá střední hodnota fiskálního multiplikátoru klesá až k nule a nelze vyloučit ani zápornou hodnotu multiplikátoru.

Novokeynesovský model (Woodford, 2011) je založen na mikroekonomické optimalizaci domácností a firem, které se pohybují na trhu monopolistické konkurence. V ekonomice převládají cenové strnulosti, tudíž monetární politika není v modelu neutrální. Model předpokládá uzavřenou ekonomiku s vládním sektorem. Vláda v modelu nemůže provádět mezikasovou substituci vládních výdajů. Ty se musí každou periodu rovnat příjmu z daní. Woodfordův model (2011) nezahrnuje technologie a kapitál, neboť cílem modelu je zkoumat roli vládního sektoru v krátkém období, kdy je konvenční měnová politika v důsledku dosažení nulové nominální úrokové míry neúčinná. V takové situaci technologie ani kapitál nehrají významnou roli. Proměnné jsou vyjadřovány pomocí procentuální odchylky od své rovnovážné hodnoty (neplatí pro úrokové míry). Model je založen na racionálních vpřed hledících ekonomických subjektech.

Základním závěrem modelu je, že centrální banka ovlivňuje transmisi fiskálního šoku na reálné pro-měnné prostřednictvím svého monetárního pravidla. Pokud má centrální banka ve svém monetárním pravidle stanovený vysoký koeficient pro inflační mezeru, tak fiskální expanze se projeví výrazným zvýšením nominální úrokové míry, čímž dojde k potlačení transmise fiskálního šoku do reálné ekonomiky. V okamžiku, kdy ekonomika dosáhne vlivem vnějších okolností nulové nominální míry, není fiskální expanze potlačena centrální bankou prostřednictvím zvýšení nominální úrokové míry. Protože centrální banka nereaguje na fiskální šok, dojde k nárůstu inflačních očekávání, které vyústí poklesem reálné úrokové míry a následnou stimulací ekonomiky. Fiskální multiplikátor je v takové situaci vyšší než jedna. K dosažení tak vysokého fiskálního multiplikátoru je však zapotřebí, aby se vláda zavázala, že fiskální expanze bude trvat pouze po dobu, kdy je konvenční monetární politika neúčinná. V opačném případě by totiž ekonomické subjekty promítly budoucí inflační mezeru již do své optimalizace během převládající nulové nominální úrokové míry, což by snížilo velikost fiskálního multiplikátoru.

2. Ekonometrický model

Uvažovaný ekonomický model je odhadnut pomocí vektorové autoregrese (VAR), která umožňuje současnou interakci mezi několika časovými řadami. Ekonomická teorie je testována na datech Spojených států, neboť ty lze do určité míry považovat za uzavřenou

ekonomiku (Dadkhah, 2009). Z dat je získán vývoj cyklické složky, což zajišťuje co největší možnou podobnost s ekonomickým modelem.

2.1. Přehled možných přístupů při posuzování vládních výdajů

V základní podobě fiskální VAR model zahrnuje vládní výdaje a produkt. Očekává-li se proticyklická fiskální politika, nastání hospodářské krize vede k fiskální expanzi. Zvýšení vládních výdajů však není okamžité, neboť realizace fiskální expanze je časově náročný proces. Jelikož vláda nemusí hospodářskou krizi zaznamenat okamžitě, předpokládá se, že neexistuje okamžitý přímý kauzální vztah z produktu na velikost vládních výdajů. Naopak produkt reaguje na změnu ve vládních výdajích bezprostředně, což je v souladu s ekonomickou teorií. Proto vládní výdaje jsou při Choleského dekompozici^{§§§§} řazeny jako první před produkt (Ilzetzki et al., 2013).

V bohatší specifikaci fiskálního modelu jsou zahrnuty monetární proměnné (cenová hladina, nominální úroková míra) a vládní příjmy z daní. Proměnné v takovém modelu jsou řazeny postupně od vládních výdajů přes produkt, inflaci, výběr daní až po nominální úrokovou míru (Caldara a Kamps, 2008). Produkt tak okamžitě ovlivňuje všechny proměnné kromě vládních výdajů. Cenová hladina okamžitě reaguje na změnu vládních nákupů a produktu. Za cenovou hladinou jsou řazeny daňové výnosy, což umožňuje, aby se velikost výběru daní odvíjela podle současné ekonomické aktivity. Nominální úroková míra, jež je zařazena na konec modelu, odráží vývoj všech ostatních proměnných okamžitě. To koresponduje s realitou, že centrální banka může svoji úrokovou míru za normálních okolností změnit okamžitě na základě současné a budoucí očekávané ekonomické situace.

2.2. Specifikace modelu

Jelikož předpokládáme na základě předchozí literatury, že se fiskální multiplikátor liší pro různé časové úseky, je datový soubor rozdělen do několika částí. Pro každý úsek je samostatně odhadnut vlastní VAR model. Rozdělení datového souboru na více úseků dovoluje zabývat se pouze krátkodobým ekonomickým vývojem (hospodářskými cykly).

^{§§§§} Choleského dekompozice má důležitou implikaci v tom, že záleží na pořadí jednotlivých proměnných v modelu. Hodnoty první proměnné v čase t jsou nezávislé na hodnotách ostatních proměnných v čase t . Naopak hodnota proměnné, která je v modelu řazena jako poslední, je ovlivněna současnými hodnotami všech ostatních proměnných.

Zahrnuté proměnné tak mohou být transformovány tak, aby jejich hodnoty vyjadřovaly odchylky od rovnovážného stavu, jak je tomu v ekonomickém modelu. Taková transformace by přitom nebyla adekvátní v případě dlouhého časového úseku, kde je nutné uvažovat kointegraci mezi jednotlivými časovými řadami.

Pro každý časový úsek je odhadnut VAR model se specifikací odpovídající Caldara a Kamps (2008):

$$y_k = b_0 + \sum_{p=1}^4 B_p y_{t-p} + A e_t,$$

$$y_t = \begin{pmatrix} g_t \\ x_t \\ \pi_t \\ t_t \\ i_t \end{pmatrix} \quad A e_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{g,t} \\ e_{x,t} \\ e_{cpi,t} \\ e_{t,t} \\ e_{i,t} \end{pmatrix}$$

Vektor y_t zahrnuje mezeru vládních výdajů g_t , produkční mezeru x_t , meziroční inflaci π_t , daňovou mezeru t_t a nominální úrokovou míru i_t . Specifikací jednotlivých proměnných se blíže zabývá příští kapitola.

Počet zahrnutých zpoždění je stanoven na čtyři období (čtvrtletí) u všech odhadovaných modelů, jak je v případě makroekonomických VAR modelů běžné. V maticích B_p pro $p = 1, 2, 3, 4$ jsou uvedeny koeficienty zpoždění. Matice B_p mají dimenzi pět krát pět. Vektor b_0 zahrnuje konstanty jednotlivých rovnic. Chybové složky jsou obsaženy ve vektoru e_t . Chybové složky musí splňovat předpoklad normálního rozdělení $e_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ a vzájemné nezávislosti $\text{cov}(e_{i,t}, e_{j,t}) = 0$ pro $i \neq j$, kde $e_{i,t}$ a $e_{j,t}$ představují jednotlivé prvky z vektoru e_t . Vliv chybové složky každé proměnné na zbylé proměnné je zachycen pomocí matice A , která využívá Choleského dekompozice, kdy se neznámé parametry matice A_t nacházejí pouze pod diagonálou matice. V případě šoku do chybové složky vládní mezery jsou okamžitě ovlivněny všechny proměnné. Naopak bezprostřední změna nominální úrokové míry má dopady na ostatní proměnné až v následujícím období. Produkt je ovlivněn fiskální expanzí okamžitě, zatímco šok do produkční mezery nemá vliv na aktuální hodnotu vládní mezery.

3. Data

3.1. Popis dat

Použitá data charakterizují makroekonomický vývoj Spojených států mezi třetím čtvrtletím 1954 a třetím čtvrtletím 2015. Data mají čtvrtletní frekvenci. Zdrojem dat je databáze FRED^{****} Federální Banky v St. Louis. Datový soubor obsahuje časové řady následujících proměnných: vládní spotřeba a investice, hrubý domácí produkt, index spotřebitelských cen, federální příjmy z daní a efektivní nominální úroková míra.

Vládní spotřeba a investice jsou udávány v reálných hodnotách vzhledem k roku 2009 v miliardách amerických dolarů. Stejně je měřen reálný domácí produkt a federální příjmy z daní. Všechny tři proměnné jsou analizovány a sezónně očištěny. Spotřebitelský cenový index je normován na základ 100 pro změnu cen mezi roky 1982 a 1984. Cenový index je sezónně očištěný. Efektivní nominální úroková míra udává krátkodobou úrokovou míru na mezibankovním trhu.

3.2. Filtrování dat

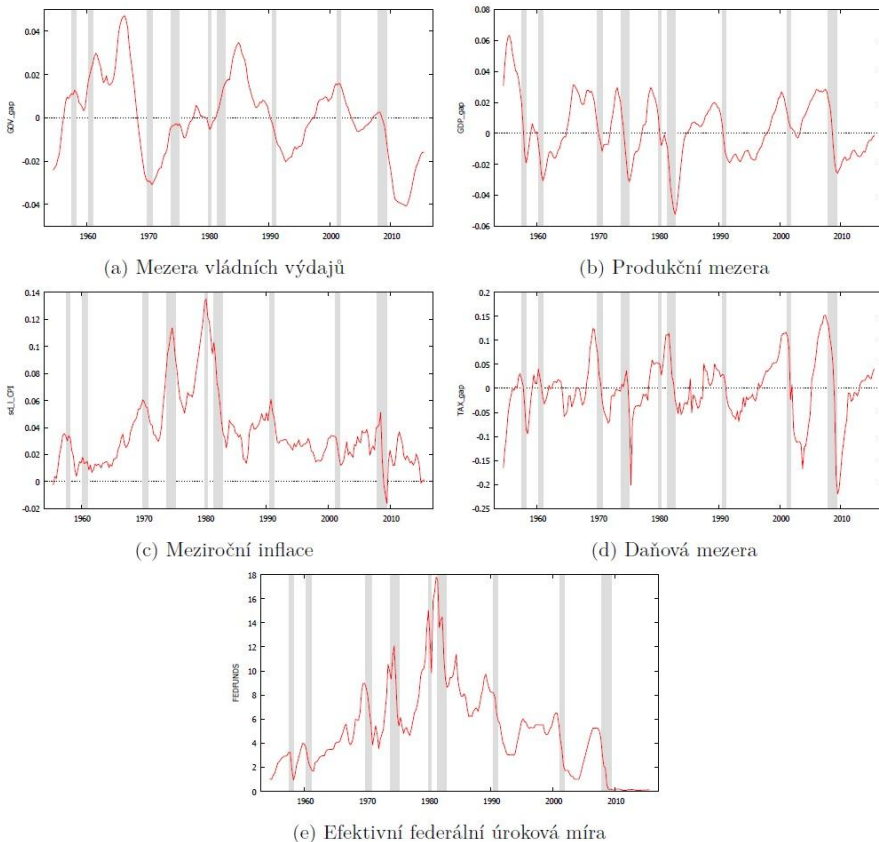
Jelikož ekonomický model analyzuje vývoj jednotlivých proměnných jako odchylky od své rovnovážné proměnné, je nutné rostoucí (trendové) časové řady transformovat do stacionární podoby, v níž budou oscilovat kolem konstanty. Existuje celá škála různých přístupů, jak lze časovou řadu rozložit tak, aby udávala odchylku od své rovnovážné hodnoty.

Základní možnost spočívající v použití lineárního deterministického trendu jako filtru je nevyhovující, neboť ekonomické proměnné se nevyvíjí deterministicky (Ng a Wright, 2013). Druhou možností filtrování dat jsou první diference, které však výrazně nadhodnocují vysokofrekvenční složku v datech (Baxter a King, 1999). Sezónní diference z důvodu porovnávání vzdálenějších období nejsou tolik ovlivněny vysokofrekvenční chybovou složkou a jsou tak vhodnějším filtrem než první diference. Předností sezónních diferencí je jejich přímočará interpretace v podobě meziroční změny proměnné. Užití diferencí pro odhad VAR modelů je problematický, neboť nestálost proměnných

^{****} Federal Reserve Economic Data

znemožňuje určit IRF, jejichž odhady se tak stávají statisticky nevýznamné. V případě hrubého domácího produktu se používá Hodrick-Prescottův filtr. Nicméně tento filtr odstraňuje pouze dlouhodobý trend. Chybová složka není Hodrick-Prescottovým filtrem odstraněna (Baxter a King, 1999). Získat pouze cyklickou komponentu lze prostřednictvím vhodně specifikovaného Kalmánova filtru, který dokáže zvláště odfiltrovat trendovou, cyklickou a chybovou složku (Harvey, 1985). Další z možností, jak získat cyklický vývoj proměnné, je aplikace centrovaných klouzavých vážených průměrů (Baxter a King, 1999). Tato metoda je však limitována redukcí počtu pozorování na začátku i konci datového souboru.

Index spotřebitelských cen je filtrován pomocí sezónních diferencí z důvodu přímočaré interpretace jako meziroční inflace, s níž pracuje i původní ekonomický model (Woodford, 2011). Navíc, jak je vidět z periodogramu na obrázku 2c, sezónní diference v případě cenového indexu nejsou příliš zašuměné vysokofrekvenční složkou. Datový rozsah použitý k odhadu VAR modelu začíná v důsledku užití sezonních diferencí až třetím čtvrtletím 1955. Hodnoty nominální úrokové míry jsou ponechány v úrovních, což odpovídá specifikaci ekonomického modelu i předchozí empirické literatuře.



Obrázek 1: Použitá data v modelu (šedé oblasti udávají období, kdy podle The National Bureau of Economic Research (NBER) probíhaly ve Spojených státech hospodářské recese)

Reálný domácí produkt a federální daňové příjmy jsou filtrované pomocí trendově-cyklického Kalmánova filtru, který umožňuje určit cyklický vývoj proměnných (Harvey, 1985). V obecnosti lze Kalmánův filtr zapsat pomocí měřicí a transitní rovnice. V případě trendově-cyklického Kalmánova filtru měřicí rovnici je možné zapsat jako

$$z_t = \delta_t + \tau_t,$$

kde z_t je filtrovaná proměnná, δ_t představuje trendovou složku a τ_t popisuje cyklickou komponentu. Trend je dále modelován jako náhodná procházka s chybovou složkou

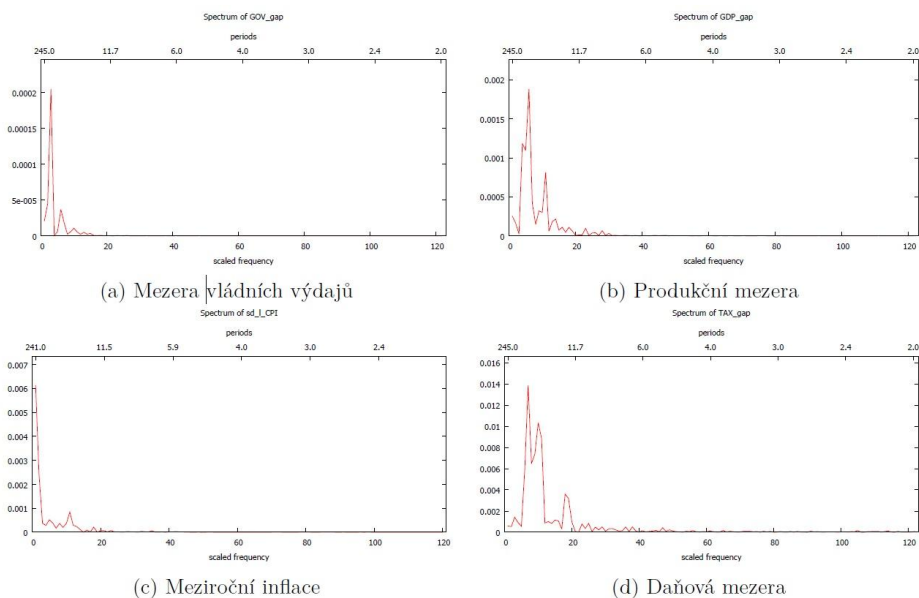
$$\delta_t = \delta_{t-1} + \vartheta_{1,t},$$

kde $\vartheta_{1,t} \sim N(0, R1)$. Cyklická složka se skládá z AR(2) procesu s variabilní konstantou

$$\tau_t = c + \rho_1 \tau_{t-1} + \rho_2 \tau_{t-2} + \vartheta_{2,t},$$

kde ρ_1 a ρ_2 jsou koeficienty AR(2) procesu, $c \sim N(0, R3)$ je měnící se konstanta a $\vartheta_{2,t} \sim N(0, R2)$ značí chybovou složku cyklické komponenty.

Vládní výdaje jsou filtrované pomocí lineárního růstového Kalmánova filtru (Harvey a Peters, 1990), neboť trendově-cyklický filtr nebyl schopen vyfiltrovat cyklickou složku korektně. Důvodem, proč trendově-cyklický model není schopen podat validní odhad, je, že vývoj vládních výdajů nezávisí pouze na trendu a cyklu, ale také na diskrečních opářeních vyplývajících z politických rozhodnutí vlády. Růstový model je použit, neboť odhadnutý trend koresponduje se sezónními diferencemi, které jsou však příliš zašuměné



Obrázek 2: Periodogram

a jež trendový filtr vyhlazuje. Jediným problémem při použití lineárního růstového Kalmánova filtru na vládní výdaje je rozdílná škála filtrovaných hodnot oproti sezónním diferencím. Proto k dosažení stejného měřítka jsou filtrované hodnoty vynásobené konstantou 4,27. Tato hodnota je zvolena, neboť minimalizuje odmocninu průměrné čtvercové chyby mezi filtrovanými hodnotami a sezónními diferencemi. Vhodnost použití Kalmánova lineárního růstového modelu k aproximaci sezonních diferencí je patrná z obrázku 3. Jelikož vyfiltrovaná data mají kladnou průměrnou hodnotu, byla centrovaná na nulový průměr tak, aby byla získána mezera ve vládních výdajích.^{††††} Lineárně růstový Kalmánův filtr lze formálně zapsat pomocí měřicí rovnice

$$z_t = \delta_t + \iota_t,$$

a transiční rovnice

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \tau_{t-1}\vartheta_{1,t},$$

kde τ_{t-1} je dále určeno jako náhodná procházka s chybovou složkou

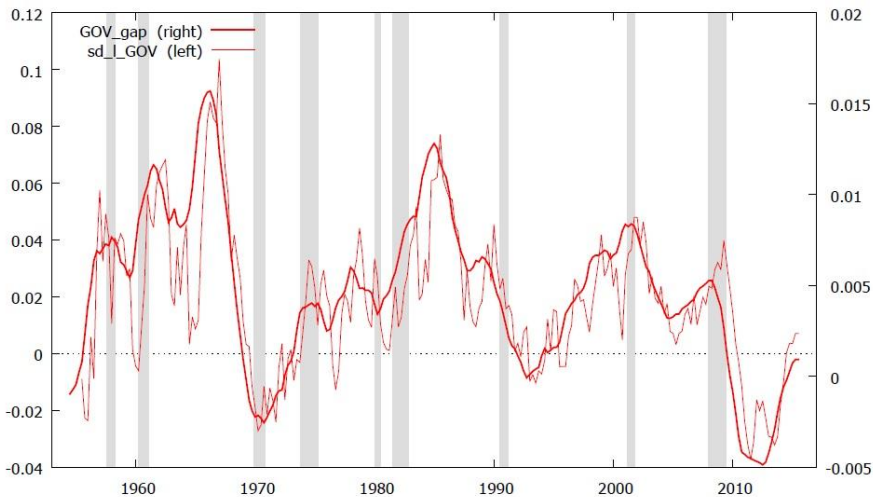
$$\tau_t = \tau_{t-1} + \vartheta_{2,t}$$

Chybové složky ι_t , $\vartheta_{1,t}$ a $\vartheta_{2,t}$ mají normální rozdělení s nulovým průměrem a s konstantním nenulovým rozptylem.

Úspěšnost odfiltrování trendové a chybové složky je možné posoudit na základě periodogramu, který udává důležitost jednotlivých frekvencí pro časovou řadu. Nejnižší frekvenci představuje trend, nízké frekvence značí strukturální změnu ekonomického vývoje a hospodářské cykly. Zbylé frekvence představují šum. Pokud nejsou nejnižší frekvence, stejně tak jako frekvence vyšší než 20, v časové řadě přítomny, podařilo se z řady získat pouze její cyklickou složku. Z obrázku 2 je patrné, že Kalmánův filtr úspěšně vyfiltroval cyklický vývoj proměnných. Pouze v případě sezonních diferencí spotřebitelského cenového indexu (inlace) je v časové řadě zahrnut i dlouhodobý vývoj.

^{††††} Centrování dat nemá vliv na výsledný odhad funkcí impulzivní odezvy, a tudíž ani na velikost odhadnutého fiskálního multiplikátoru.

Pro posouzení robustnosti zvolené metody filtrace proměnných pomocí Kalmánova filtru byly proměnné vládní výdaje, produkt a daňové příjmy rovněž filtrovány pomocí prvních a sezonních diferencí.



Obrázek 3: Srovnání sezonních diferencí (tence) a Kalmánova filtru (silně) pro vládní výdaje

3.3 Rozdělení datového souboru na více částí

Datový soubor je rozdělen na tři samostatné části, pro které je odhadnut rekurzivní VAR model. Datový soubor nemůže být rozdělen na více částí, neboť pak by odhad parametrů modelu byl vytvářen z nedostatečného množství informací a odhady IRF by byly nestabilní. Přesto rozdělení datového souboru na jednotlivé časové úseky reflektuje význačné změny makroekonomických podmínek. První období spadá mezi třetí čtvrtletí 1955 až konec roku 1979. Druhý časový úsek zachycuje periodu od roku 1980 do konce roku 1999. Poslední úsek začíná rokem 2000 a končí třetím čtvrtletím 2015.

První období je charakteristické vysokými vládními výdaji, jež byly v 60. letech způsobené sociální politikou vlády^{****} a válkou ve Vietnamu. Současně do druhé poloviny prvního

^{****} Vládní nákupy v oblasti školství a zdravotnictví, které byly realizovány v rámci plnění politického programu Great Society.

úseku spadají ropné šoky a celkové zhoršení ekonomických podmínek včetně stagflace. Druhé uvažované období se vyznačuje ustálením ekonomického vývoje. Vysoká míra inflace byla v důsledku konzervativního přístupu FEDu rychle snížena na jednocifernou úroveň. Produkt se vyvíjel stabilně, nedocházelo k výraznějším hospodářským krizím. V 80. letech došlo v důsledku schválení vládního programu Strategická obranná iniciativa k dočasnému vysokému nárůstu vládních výdajů na obranu. Poslední období je charakteristické finančními krizemi a dosažením hranice nulové nominální úrokové míry. Vládní výdaje oproti předchozím periodám jsou nižší. Pouze v důsledku Finační krize došlo k fiskální expanzi, jež měla za cíl snížit ekonomické škody způsobené krizí. Bližší informace k historickému vývoji Spojených států jsou k dispozici v Tindall a Shi (2009).

Na základě ekonomického modelu lze očekávat odezvu produktu na fiskální expanzi mnohem výraznější ve třetím období, kdy po významnou část tohoto období je nominální úroková míra centrální banky rovna nule. Navíc v posledním sledovaném období by nemělo v důsledku fiskální expanze docházet ke zvyšování úrokové míry, neboť ta je od finanční krize 2008 stanovena výše, než jaká je její optimální hodnota, jak vyplývá z teoretického modelu.

4. Odhadnutý model

Odhad modelu lze nejlépe vyjádřit pomocí odhadnutých IRF skládající se z analyticky odvozeného bodového odhadu a 95% intervalu spolehlivosti získaného na základě bootstrapu (1000 replikací). Všechny odhadnuté IRF jsou uvedeny v přílohách na str. 13 až 15. IRF se pro jednotlivé proměnné vyvíjejí předpokládaným směrem. Lze tak konstatovat, že se pomocí zvoleného modelu podařilo zachytit aspekty fiskálního transmisního mechanismu.

4.1. Určení velikosti fiskálního multiplikátoru

Pro celkové posouzení vlivu šoku ve vládních výdajích na produkt jsou použity kumulativní IRF, které jsou schopny zachytit výsledný (dlouhodobý) efekt kladného fiskálního šoku (Babetskaia-Kukharchuk, 2007). Jelikož vládní šok odeznívá rychleji než deviace produkční mezery, je nutné k určení fiskálního multiplikátoru IRF vzájemně

podělit. Fiskální multiplikátor pro prvních 20 čtvrtletí od vládního šoku je určen následovně:

$$\hat{\Gamma}_{t+n} = \frac{\sum_{k=0}^n d\hat{Y}_{t+k}}{\sum_{k=0}^n d\hat{G}_{t+k}} \quad n = 20,$$

kde \hat{Y}_t představuje kumulativní hodnotu IRF pro produkční mezeru při kladném fiskálním šoku v periodě k , \hat{G}_k obdobně značí hodnotu kumulativní IRF vládní mezery v reakci na původní kladný fiskální šok. Γ_k je odhadnutý fiskální multiplikátor pro časové rozmezí mezi periodami 0 až n . V tabulce 1 je uvedena velikost fiskálního multiplikátoru pro všechna tři období po dvaceti čtvrtletích od kladného šoku ve vládních výdajích. Postupný vývoj odhadnutého fiskálního multiplikátoru pro prvních 20 čtvrtletí je znázorněn na obrázku 4. Plnou čarou je vyznačena střední hodnota odhadnutého fiskálního multiplikátoru. Čárkované křivky reprezentují 67% interval spolehlivosti, který je založen na 1000 bootstrapových replikací.

Střední hodnota odhadnutého fiskálního multiplikátoru po 5 letech od vládního šoku pro první zkoumané období dosahuje pouze hodnoty 0,221 s tím, že ale nelze vyloučit ani negativní dopad vládních výdajů na produkt. Dochází tak při fiskální expanzi k výraznému vytěsnění soukromých výdajů. Pro období 80. a 90. let 20. století odhad fiskálního multiplikátoru dosahuje hodnoty 1,112. Poslední perioda je charakterizována poklesem fiskálního multiplikátoru v porovnání s předchozím obdobím. Fiskální multiplikátor pro časový úsek 2000-2015 je 0,869. Fiskální multiplikátor pro celé období od roku 1955 do 2015 dosahuje střední hodnoty 0,312.

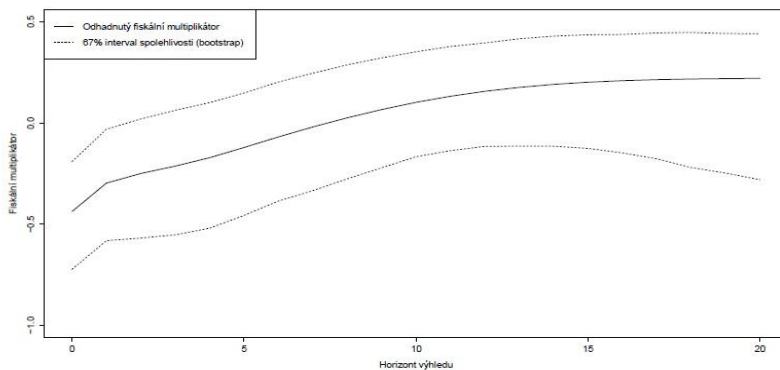
Na základě získaných odhadů fiskálních multiplikátorů je zkoumaná hypotéza zamítnuta, neboť fiskální multiplikátor je pro období 2000-2015, jež zahrnuje časový úsek, kdy ekonomika čelila hranici nulové nominální úrokové míry, nižší než pro období 80. a 90. let. Teoretický předpoklad, že fiskální multiplikátor je vyšší než jedna, když nominální úroková míra čelí nulové hranici, se nepodařilo prokázat. Hlavní příčinou, proč není fiskální multiplikátor vyšší při nulové úrokové míře, může být příliš dlouhá persistence vládního šoku, kdy se očekávání budoucího vytěsnění soukromé spotřeby

vládním sektorem negativně projeví na spotřebě domácností již během období nulové nominální úrokové míry (Woodford, 2011).

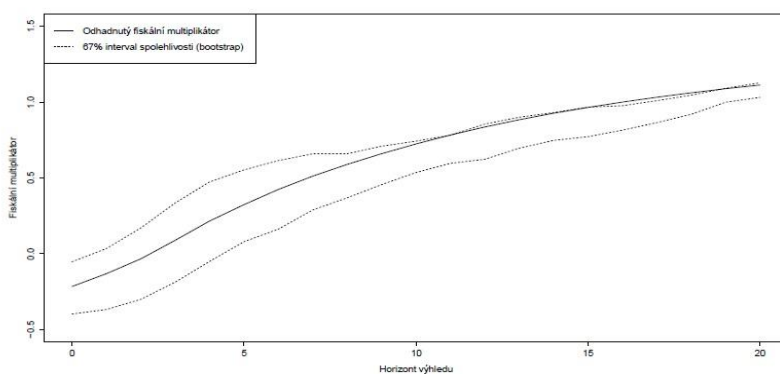
Je-li původní šok do vládních výdajů normován na jedničku, je z obrázku 5 patrné, že vládní expanze dosahuje největšího rozsahu i trvání během posledního období, kdy nominální úroková míra dosáhla nuly. Dochází tak pravděpodobně k situaci, kdy je fiskální stimul vlády delší než očekávané trvání nulové nominální úrokové míry. Přitom fiskální expanze přetrvávající i po skončení období nulové nominální úrokové míry je již potlačována centrální bankou prostřednictvím zvyšování úrokové míry, což vede k vytlačování soukromé spotřeby vládními nákupy. Nižší spotřeba vede ke zvýšení mezního užítka domácností ze spotřeby. Proto v případě, že vpřed hledící domácnosti očekávají fiskální expanzi i po překonání nulové nominální úrokové míry, začnou snižovat svoji spotřebu okamžitě tak, aby v budoucnu nedošlo k dramatickému propadu spotřeby a nárůstu mezního užítka (Eggertsson, 2009).

	Fiskální multiplikátor	68% interval spolehlivosti
3Q1955-4Q1979	0,221	-0,280 až 0,442
1Q1980-4Q1999	1,112	1,031 až 1,127
1Q2000-3Q2015	0,869	0,508 až 0,890
3Q1955-3Q2015	0,312	0,189 až 0,410

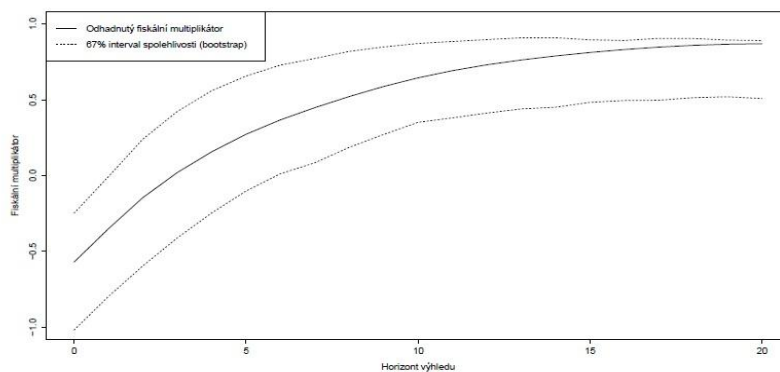
Tabulka 1: Velikost odhadnutého fiskálního multiplikátoru pro jednotlivá období



(a) 3Q1955 - 4Q1979



(b) 1Q1980 - 4Q1999

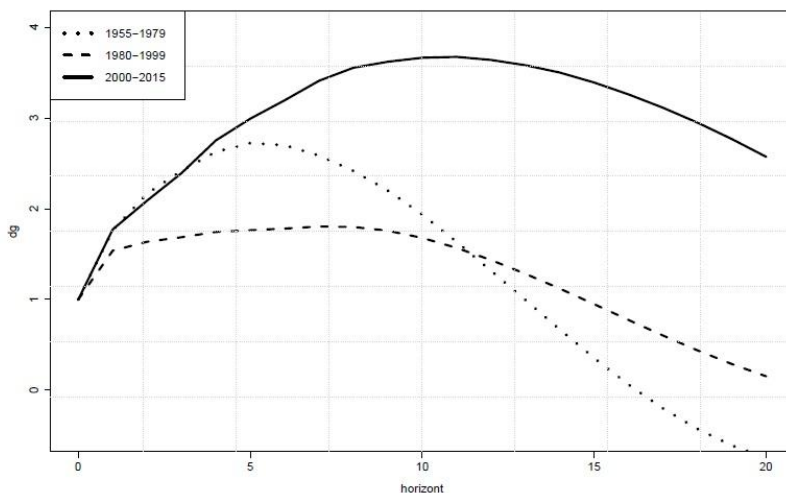


(c) 1Q2000 - 3Q2015

Obrázek 4: Výsledky nekonvenční monetární politiky

4.2. Výsledky pro alternativní specifikace dat

Použití prvních a sezonních diferencí namísto Kalmánova filtru vede k potvrzení skutečnosti, že fiskální multiplikátor nedosahuje statisticky významně^{§§§§§} vyšší hodnoty v posledním zkoumaném období, kdy byla nominální úroková míra nulová. V případě prvních diferencí je sice fiskální multiplikátor pro období 2000Q1 až 2015Q3 nejvyšší ze tří zkoumaných časových úseků, nicméně není statisticky významně odlišný od nuly (stejně jako všechny ostatní odhady fiskálního multiplikátoru při použití prvních diferencí). U sezonních diferencí je fiskální multiplikátor kladný a statisticky významně odlišný od nuly pouze v druhém zkoumaném období od 1980Q1 do 1999Q4. Pro obě alternativní specifikace dat je fiskální multiplikátor nejnižší pro první období mezi lety 1955 až 1979, což koresponduje s výsledky základního modelu. Velikost fiskálních multiplikátorů je v případě použití diferencí menší než při transformaci dat pomocí Kalmánova filtru.



Obrázek 5: Persistence normovaného vládního šoku

^{§§§§§} Pro určení statistické významnosti jsou použity intervaly spolehlivosti o velikosti jedné směrodatné chyby.

		Fiskální multiplikátor	68% interval spolehlivosti
Sezonní diference	3Q1955-4Q1979	0,137	-0,163 až 0,207
	1Q1980-4Q1999	0,325	0,046 až 0,385
	1Q2000-3Q2015	0,109	-0,548 až 0,259
	3Q1955-3Q2015	0,193	0,070 až 0,254
První diference	3Q1955-4Q1979	0,164	-0,050 až 0,249
	1Q1980-4Q1999	0,271	-0,040 až 0,386
	1Q2000-3Q2015	0,294	-0,016 až 0,390
	3Q1955-3Q2015	0,129	-0,009 až 0,225

Tabulka 2: Velikost odhadnutého fiskálního multiplikátoru pro alternativní specifikace proměnných

Použití jak sezonních, tak prvních diferencí potvrzuje výsledky základního modelu, že jednotkový šok do vládních výdajů přetrvává nejdéle v případě posledního zkoumaného období. Kumulativní hodnoty persistence jednotkového vládního šoku pro jednotlivé specifikace a časové úseky jsou uvedeny v tabulce 3. Při použití prvních diferencí není vyšší persistence vládních výdajů pro poslední období tak výrazná, jak je tomu v případě filtrace dat prostřednictvím Kalmánova filtru či sezonních diferencí. Zároveň při transformaci dat pomocí prvních diferencí je fiskální multiplikátor nejvyšší pro období od 2000Q1 do 2015Q3. To nasvědčuje skutečnosti, že větší persistence fiskální expanze při nulové nominální úrokové míře snižuje velikost fiskálního multiplikátoru.

	Kalmánův filtr	Sezonní diference	První diference
3Q1955-4Q1979	27,575	4,064	1,892
1Q1980-4Q1999	26,785	3,187	1,275
1Q2000-3Q2015	62,912	11,752	2,211

Tabulka 3: Kumulativní hodnota jednotkového vládního šoku po dvaceti čtvrtletích pro jednotlivé transformace dat

Závěr

Ačkoliv se nepodařilo prokázat hypotézu, že fiskální multiplikátor je větší než jedna v situaci, kdy nominální úroková míra centrální banky dosáhne nuly, nelze dané téma považovat za uzavřené. Získané odhady totiž nasvědčují, že k zvýšení fiskálního multiplikátoru při nulové nominální úrokové míře ne-došlo, a to z důvodu příliš velké persistence fiskálního šoku. Přitom fiskální expanze, která trvá déle než překonání nulové

nominální úrokové míry, snižuje velikost fiskálního multiplikátoru (Woodford, 2011, Eggertsson, 2009). Přínosem článku tak je potvrzení teoretického závěru, že očekávaný nárůst vládních výdajů po příliš dlouhé období nedovoluje zvýšení fiskálního multiplikátoru nad jedničku, ačkoliv se ekonomika nachází v situaci, kdy přetrvává nulová nominální úroková míra.

Pro ověření původně zkoumané hypotézy, že fiskální multiplikátor je vyšší při nulové nominální úrokové míře, je však zapotřebí dalšího výzkumu na datech jiných zemí a za použití širšího spektra ekonometrických metod, které dokáží flexibilně reagovat na strukturální změny v ekonomice, jako je právě dosažení hranice nulové nominální úrokové míry.

Literatura

Alan J. Auerbach and Yuriy Gorodnichenko. Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):1–27, 2012.

Oxana Babetskaia-Kukharchuk. Transmission of Exchange Rate Shocks into Domestic Inflation: The Case of the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 59(2):137–152, 2007.

Robert J. Barro and David B. Gordon. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*, 91(4):589–610, 1983.

Marianne Baxter and Robert G. King. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4):575–593, 1999.

Morten Bech and Aytek Malkhozov. How have central banks implemented negative policy rates? *BIS Quarterly Review*, 2016.

Tim Oliver Berg. Time Varying Fiscal Multipliers in Germany. *Munich Personal RePEc Archive*, 2014.

Olivier Blanchard and Roberto Perotti. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368, 2002.

Markus Brunnermeier and Harold James. *Making Sense of the Swiss Shock*. Project Syndicate, 2015.

Dario Caldara and Christophe Kamps. What Are The Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis. Working Paper Series No. 877, 2008.

Pu Chen and Willi Semmler. Financial stress, regime switching and macrodynamics: Theory and empirics for the US, EU and non-EU countries. *Economics Discussion Papers*, No. 2013-24, 2013.

Lawrence Christiano, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo. When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1):78–121, 2011.

Jeffrey Clemens and Stephen Miran. The Role of Fiscal Institutions in Analysis of Fiscal Policy. Harvard working paper, April, 2011.

Kamran Dadkhah. *The Evolution of Macroeconomic Theory and Policy*. Springer Science & Business Media, 2009. ISBN 978-3540770084.

Gauti Eggertsson and Michael Woodford. The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1):139–233, 2003.

Gauti B. Eggertsson. What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates? *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 402, 2009.

Brett W. Fawley and Christopher J. Neely. Four Stories of Quantitative Easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis REVIEW*, 95(1):51–88, 2013.

Michal Franta, Tomáš Holub, Petr Král, Ivana Kubicová, Kateřina Šmídková, and Bořek Vašíček. Ex-change Rate Commitment versus Exchange Rate Interventions at the Zero Level of Interest Rates. *Research and Policy Notes 3*, Czech National Bank, 2014.

Robert E. Hall. By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output? NBER Working Papers 15496, National Bureau of Economic Research, 2009.

Andrew C. Harvey. Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 3(3):216–227, 1985.

Andrew C. Harvey and Simon Peters. Estimation Procedures for Structural Time Series Models. *Journal of Forecasting*, 9(2):89–108, 1990.

Hirokuni Iiboshiy and Yasuharu Iwataz. Time-varying Fiscal Multipliers Identified with Sign and Zero Restrictions: A Bayesian Approach to TVP-VAR-SV model. 2015.

Ethan Ilzetzki, Enrique G. Mendoza, and Carlos A. Végh. How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *Journal of Political Economy*, 60(2):239–254, 2013.

Koichiro Kamada and Tomohiro Sugo. Evaluating Japanese Monetary Policy under the Non-negativity Constraint on Nominal Short-term Interest Rates. Monetary Affairs Department, Bank of Japan, 2006.

George Kapetanios, Haroon Mumtaz, Ibrahim Stevens, and Konstantinos Theodoridis. Assessing the Economy-wide Effects of Quantitative Easing. *The Economic Journal*, 122(562):F271–F486, 2012.

Paul R. Krugman. It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1998.

Haruhiko Kuroda. Japan's Experience of Overcoming the Zero Lower Bound. Bank of Japan, Remarks at the Farewell Symposium for Honorary Governor Christian Noyer, 2016.

Finn E. Kydland and Edward C. Prescott. Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85(3):473–490, 1977.

Serena Ng and Jonathan H. Wright. Facts and Challenges from the Great Recession for Forecasting and Macroeconomic Modeling. NBER Working Paper Series, No. 19469, National Bureau of Economic Research, 2013.

Axel Schimmelpfennig, Selma Mahfouz, and Richard Hemming. Fiscal Policy and Economic Activity During Recessions in Advanced Economies. IMF Working Paper, (87), 2002.

Antonio Spilimbergo, Martin Schindler, and Steven A. Symansky. Fiscal Multipliers. International Monetary Fund, 2009. ISBN 978-1-589-06866-7.

Lars E. O. Svensson. Forward Guidance. NBER Working Paper 20796, National Bureau of Economic Research, 2014.

George B. Tindall and David E. Shi. America: A Narrative History. W. W. Norton & Company, 2009. ISBN 978-0393934083.

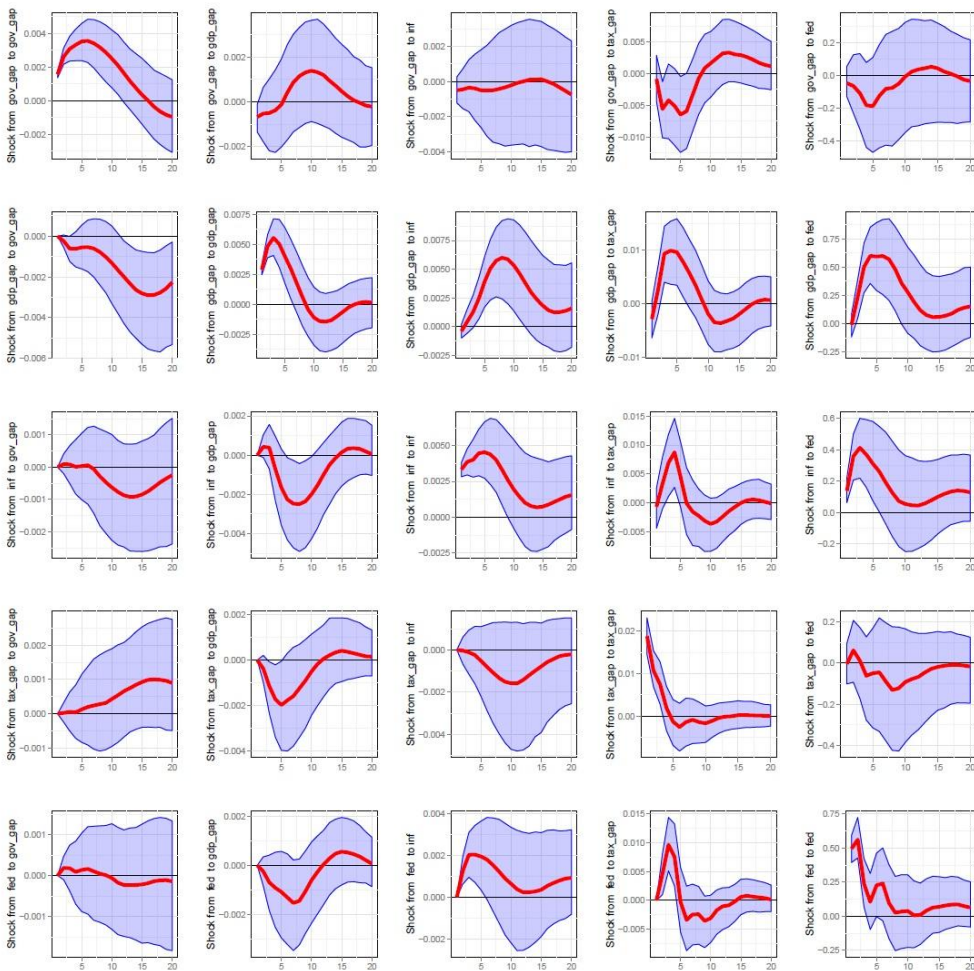
C.A. Ullersma. The zero lower bound on nominal interest rates and monetary policy effectiveness: A survey. Research Memorandum 0203, Erasmus University Rotterdam, 2002.

Michael Woodford. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. American Economic Journal: Macroeconomics, 3(1):1–35, 2011.

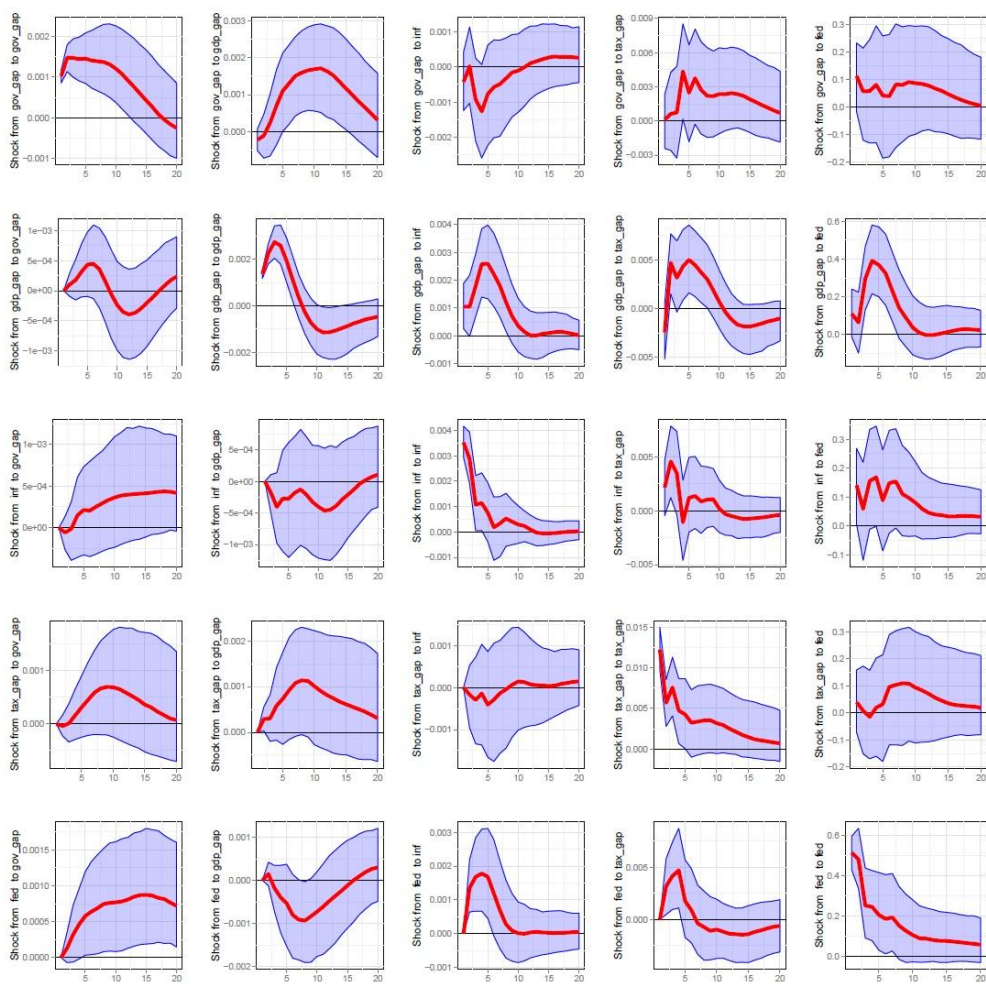
Michael Woodford. Methods of Policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound. FRBKC Economic Policy Symposium on the Changing Policy Landscape, 2012.

Přílohy

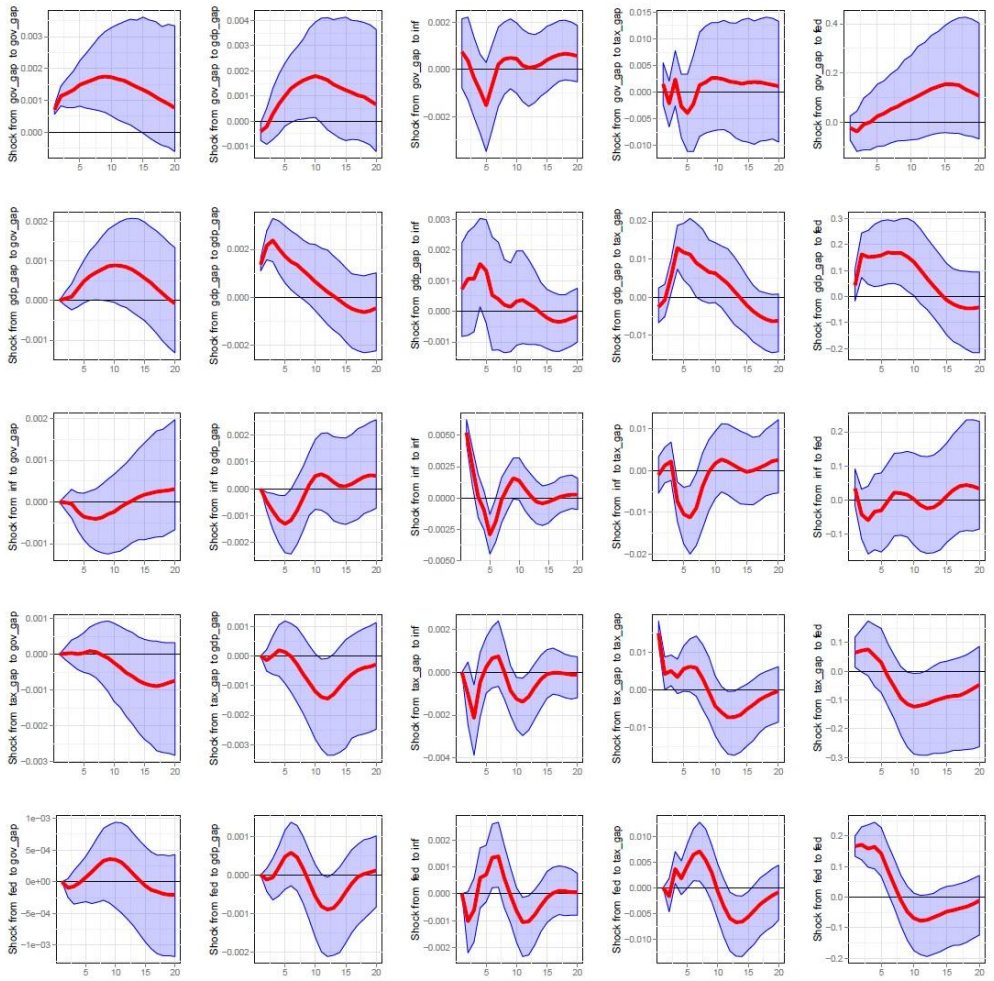
1 IRF VAR modelu: 3Q1955-4Q1979



2 IRF VAR modelu: 1Q1980-4Q1999



3 IRF VAR modelu: 1Q2000-3Q2015



OBCHODNĚ-POLITICKÉ PŘEKÁŽKY VÝVOZU ZBOŽÍ ZEMÍ EU28 DO USA PERSPEKTIVY PŘÍPADNÉ LIBERALIZACE

Milan Bednář

*Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze
xbedm15@vse.cz*

Abstrakt

Hospodářská kondice evropských zemí po světové finanční krizi zřejmě podnítila úvahy o volném obchodu. Předkládaná práce se zabývá efekty liberalizace vývozu zboží ze zemí EU do USA. Primárním cílem je vyhodnocení hypotézy o silném vlivu snížení obchodně-politických bariér na export za použití vlastních zkonstruovaných dat netarifních obchodních překážek, které jsou na rozdíl od řady předchozích studií získány na základě analýzy americké legislativy, nikoliv za použití dat ze subjektivních dotazníkových šetření. Sekundárním cílem práce je také ověření reálnosti podstatného snížení netarifních překážek, tuto problematiku ostatní autoři podrobněji nezkoumali. Použitými metodami jsou teoretická, popisná a regresní analýza. Výše netarifních bariér vývozu zboží do USA uvalených vůči exportérům ze zemí EU je ve srovnání s ostatními zeměmi spíše nízká, podstatné snížení těchto překážek není akceptovatelným předpokladem. Práce za použití gravitačních modelů dochází k závěru, že netarifní bariéry jsou v kontextu liberalizace klíčové. Za předpokladu méně optimistického scénáře by vývoz do USA ze zemí EU mohl vzrůst i o více než 20 %. Případná liberalizace by mohla významně podpořit bilaterální obchod a vylepšit alokační efektivnost obou celků.

Klíčová slova

Evropská unie, Spojené státy americké, mezinárodní obchod, překážky obchodu, regresní analýza, panelová data, gravitační modely

JEL klasifikace

E60, F10, F40

Úvod

S propuknutím světové finanční krize nastaly problémy řady ekonomik. Nejvíce zasažené země byly Spojené státy americké a Evropská unie. Nelze se divit tomu, že vrchní

představitelé těchto států navrhovali všemožné strategie, jak se z této situace dostat. Předmětem vyjednávání mezi EU a USA, které aktivně začalo v roce 2013, se stal návrh dohody o volném obchodu nazvaný Transatlantické obchodní a investiční partnerství (TTIP). Přestože v současné době došlo ke komplikacím, které přijetí dohody mezi oběma celky mohou oddálit – Brexit a protekcionistická rétorika nově zvoleného amerického prezidenta, stále se jedná o do budoucna velmi významnou problematiku. Byla to právě oblast mezinárodního obchodu, která v minulých dekádách značně pomohla celosvětovému ekonomickému rozvoji a vytvořila řadu nových obchodních, ale i jiných příležitostí. Již klasičtí ekonomové ukázali, že volný obchod přispívá efektivně, a tudíž i celé ekonomice. Nicméně, z mnoha důvodů i dnes existují překážky, které plné využití mezinárodní směny znemožňují^{*****}. Tato práce se zaměřuje na obchodně-politické překážky, tedy ty nejpodstatnější, uměle vytvořené obchodní bariéry, na příkladu vývozu zboží ze zemí EU do USA.

Odborných studií na dané téma bylo vypracováno hned několik. Významným příspěvkem je výzkum společnosti Ecorys (2009, str. 21-22), která analyzovala netarifní překážky a identifikovala je jako klíčové z hlediska obchodní liberalizace. Autoři na základě dotazníkového šetření mezi evropskými a americkými firmami zkonstruovali data o netarifních bariérách pro jednotlivá obchodní odvětví mezi EU a USA. Tyto údaje pak převzala celá řada odborných studií zabývajících se efekty liberalizace obchodu mezi oběma celky (Capaldo 2014, str. 17). Problémem ovšem může být subjektivita těchto dat. Za prvé, lidé nejsou homo economicus, jejich kognitivní schopnosti jsou omezené. Za druhé, i za předpokladu nevychýleného odhadu ekonomická teorie předpovídá, že racionálně uvažující subjekt nemá motivaci uvést pravdu, spíše se snaží ovlivnit výsledek ve svůj prospěch^{†††††}.

Primárním cílem této práce je kvantifikace významu těchto bariér a odhad dopadu jejich snížení na obchodní toky, resp. ověření hypotézy, že snížení daných překážek by mělo nezanedbatelný dopad. Předkládaná analýza využívá vlastní zkonstruované časové řady netarifních bariér obchodu, které se nezakládají na dotazníkovém šetření, nýbrž

^{*****} Pravděpodobně nejzávažnějším důvodem je existence a vliv zájmových skupin.

^{†††††} Někteří exportéři mohou nadhodnocovat bariéry, jiní, pokud je to v jejich zájmu, je naopak mohou záměrně podhodnocovat. To ale nutně neznamená, že v průměru se tyto efekty vyruší.

na objektivnějším rozboru legislativy Spojených států amerických. Druhotnou přidanou hodnotu pak tvoří doplňková analýza, kdy dochází k ověření hypotézy o dominanci netarifních bariér obchodu nad cly. Práce se také snaží odpovědět na otázku, zdali je podstatné snížení těchto překážek v praxi vůbec reálné.

Zvolená problematika vyžaduje použití převážně kvantitativních metod, avšak je nutné podrobněji rozebrat omezující předpoklady, které lze pokládat za podmiňující charakteristiku odhadů provedených v této práci, proto jim je věnována zvýšená pozornost^{*****}. Mezi hlavní použité metody patří teoretická, popisná a regresní analýza. Práce čerpá z odborných prací zabývajících se využitím gravitačních modelů v rozboru mezinárodního obchodu a analýzou Transatlantického obchodního a investičního partnerství. Použitá data pochází od Světové banky, z databáze Eurostat, UNCTAD Trains, UN Comtrade a think-tanku Bruegel

Nejprve jsou podrobněji rozebrány teoretické aspekty obchodních překážek – jejich dělení a problematika kvantifikace netarifních bariér. Následuje popisná analýza tarifních a netarifních překážek. Práce dále blíže objasňuje teoretický koncept použitý při odhadu vlivu bariér obchodu v této práci – gravitační modely. Poslední sekci je ekonometrická analýza, kdy je na panelových datech 28 zemí Evropské unie ve vztahu k USA z let 1995-2014 testována hlavní hypotéza.

1. Překážky vývozu zboží ze zemí EU28 do USA

Překážky v mezinárodním obchodu můžeme rozdělit na přirozené a politicky vytvořené. Mezi přirozená omezení patří například jazyková vybavenost, náklady na přepravu zboží, měnové faktory apod. Těchto překážek se však dohody o volném obchodu primárně netýkají. Bariéry obchodu vytvořené na základě politického konsenzu jsou v kontextu liberalizace či harmonizace zásadní. Lze je obecně rozdělit na tarifní a netarifní opatření. Tarifní opatření jsou realizována prostřednictvím celních sazebníků a jsou často vykazována ad valorem, tzn. jako určitý procentní podíl na hodnotě importovaného zboží. Aplikace těchto opatření postupně klesá, na druhé straně roste význam netarifních bariér obchodu – z hlediska rozsahu zasažených produktů i počtu zemí, které je aktivně uplatňují

^{*****} V podobných pracích je bohužel standardem, že omezení jsou zmíněna pouze okrajově, či vůbec. Tato neserióznost poté poškozují ekonomii jakožto vědeckou disciplínu.

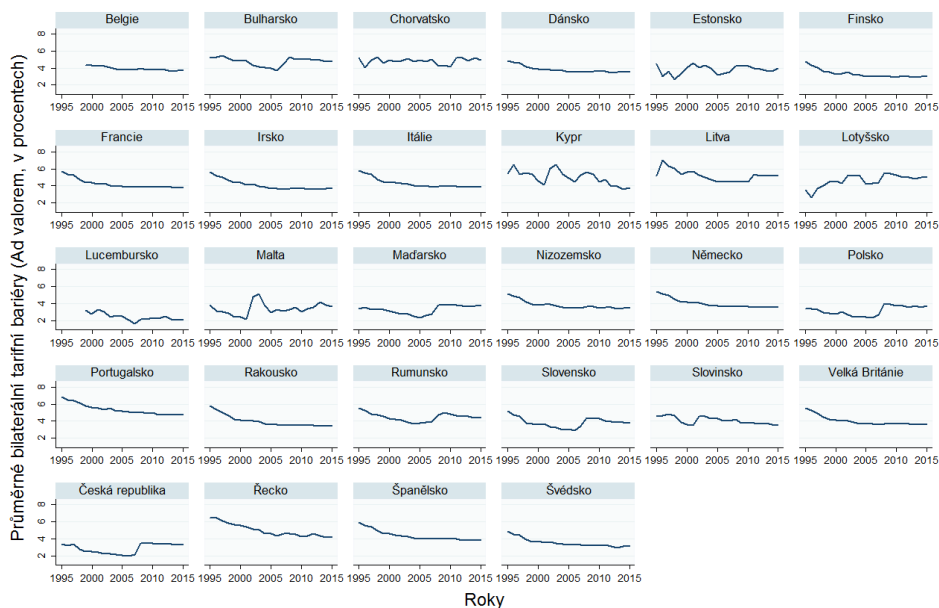
(Světová obchodní organizace 2013, str. 55-56). Mezi netarifní bariéry lze zařadit například sanitární a fytosanitární opatření, inspekce, pravidla soutěží o veřejné zakázky, požadavky na zemi původu aj. Kvantifikace netarifních opatření je ze své podstaty obtížná a dopad jejich snížení navíc může být nelineární.

Jsou vykazovány vždy dvě série časových řad obchodně-politických překážek – obyčejný a vážený aritmetický průměr. Vážené hodnoty zohledňují strukturu obchodu a lépe odpovídají bariérám, kterým obchodníci v minulosti čelili. Prostý průměr pak může představovat potenciál a stav překážek obchodu i bez zohlednění minulé struktury obchodu, bohužel pro kvantifikaci nejsou dané hodnoty v tomto případě příliš vhodné, problematika je rozebrána v ekonometrické části.

1.1. Bilaterální tarifní překážky vývozu zboží zemí EU28 do USA

Byla použita efektivní aplikovaná tarifní sazba (AHS) a přepočtená ad valorem. Údaje byly získány z databáze Comtrade, do které zprostředkovává přístup systém WITS Světové banky a daná data ještě upravuje. Od roku 1995 tarifní sazby na základě prostého průměru u naprosté většiny zemí v čase mírně klesaly. Toto pozorování je v souladu s tvrzením, že i v případě EU a USA význam tarifních sazeb postupně klesal. Jejich dnešní úroveň je relativně nízká, což ilustruje graf č. 1.

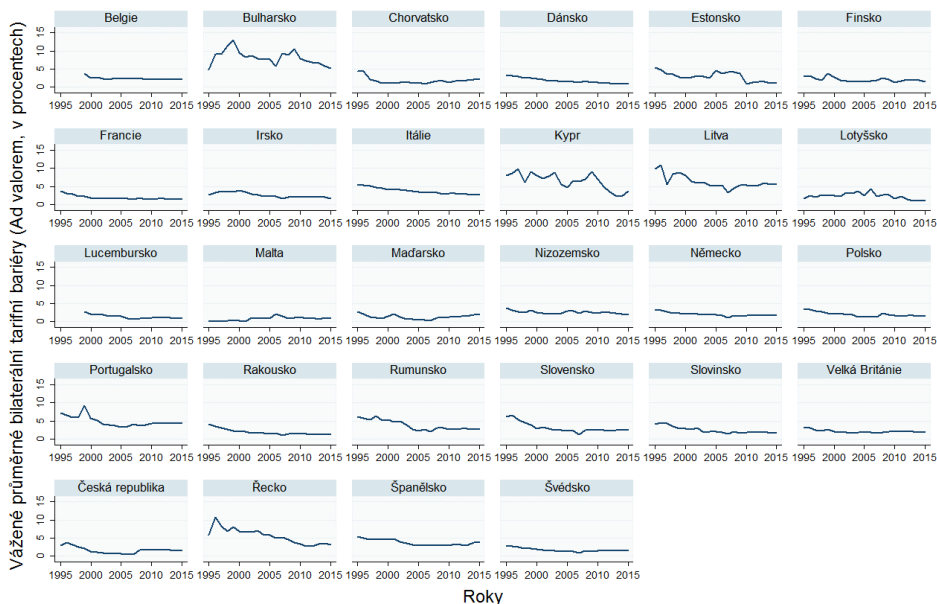
Graf č. 1 – Vývoj průměrných tarifních sazeb uvalených USA na zboží ze zemí Evropské unie (1995-2015)



Zdroj: databáze UNCTAD Trains a systém WITS Světové banky (2016), výstup z programu STATA.

Vývoj vážených průměrných tarifních sazeb znázorňuje graf č. 2. S výjimkou Bulharska docházíme k podobnému závěru jako v případě prostého aritmetického průměru. Byla vykázána také o něco menší volatilita křivek jednotlivých zemí, zřejmě kvůli tomu, že Spojené státy americké byly opatrnější u změn celních sazeb položek, které se reálně obchodovaly.

Graf č. 2 – Vývoj vážených průměrných tarifních sazeb uvalených USA na zboží ze zemí Evropské unie (1995-2015)



Zdroj: databáze UNCTAD Trains a systém WITS Světové banky (2016), výstup z programu STATA.

1.2. Netarifní překážky vývozu zboží do USA – vlastní konstrukce

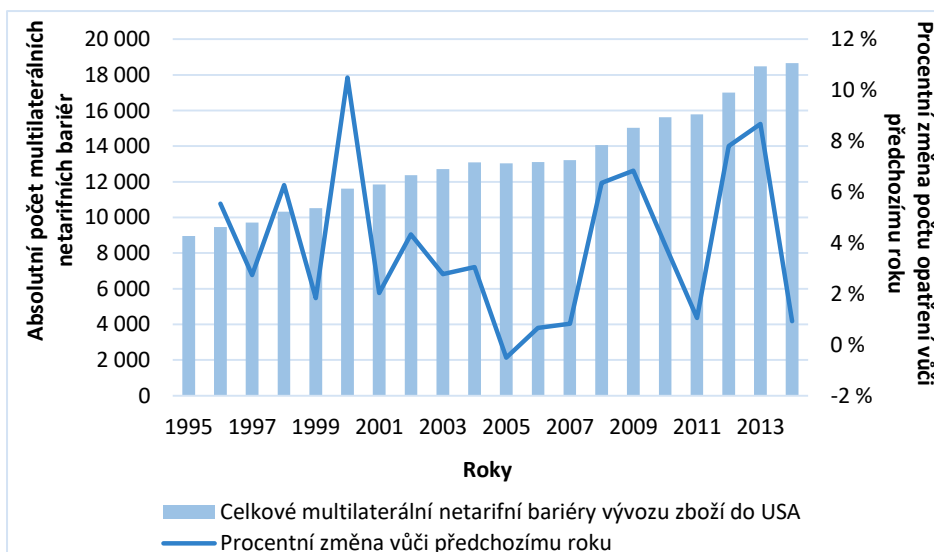
Byly zkonstruovány vlastní časové řady netarifních bariér vývozu zboží zemí EU28 do USA za období 1995-2014, roční hodnoty zohledňují stav vždy k 1. červenci daného roku. Podkladové údaje pochází z databáze UNCTAD Trains: NTM (2016), která obsahuje data získaná ze zákonů a regulací. V databázi je pro klasifikaci výrobků použit Harmonizovaný systém popisu číselného označení zboží (HS), proto, z důvodu jednoduchosti byla tato označení převedena na Standardní mezinárodní klasifikaci zboží (SITC) v nejobecnějším dělení na 1 místo^{§§§§§§}. Bylo rovněž zjištěno, že řada položek obsahovala duplicity, došlo k jejich odstranění. Hodnoty představují počet netarifních opatření. Vzhledem k tomu, že se jedná o desítky tisíc hodnot, nelze vyloučit chyby.

^{§§§§§§} Přehled těchto tříd je k dispozici v příloze.

1.2.1. Multilaterální netarifní bariéry uvalené na vývoz zboží do USA

Z grafu č. 3 je zřejmé, že počet multilaterálních netarifních opatření v čase rostl, což je v souladu s tvrzením, že význam těchto překážek postupně narůstal. Ve srovnání s rokem 1995 je jejich celkový počet v roce 2014 přibližně dvojnásobný. Nepatrný pokles nastal pouze v roce 2005. Tempa změn se v čase lišila, největší relativní nárůst byl zaznamenán v roce 2000. Poslední 2 roky nedošlo k podstatnému skoku.

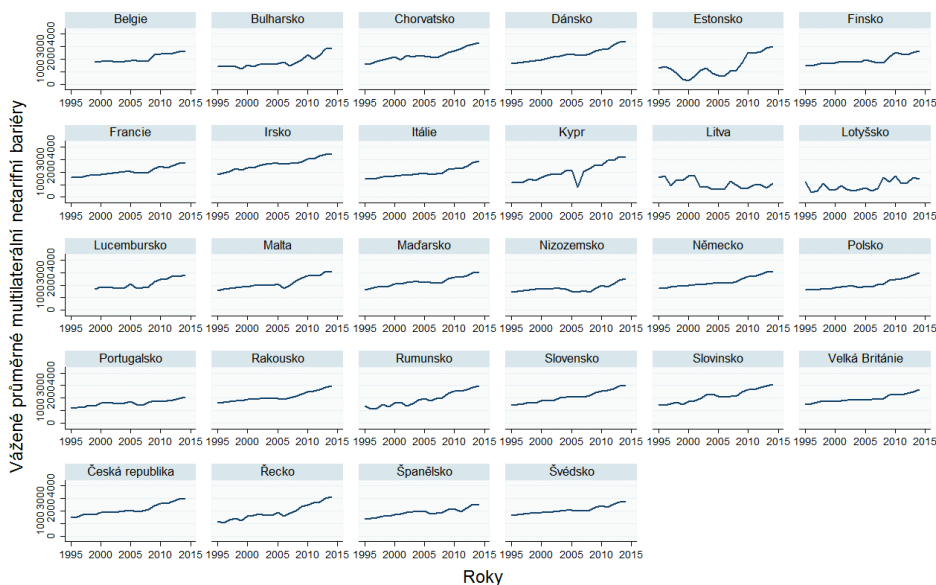
**Graf č. 3 – Vývoj multilaterálních netarifních bariér vývozu zboží do USA
(z hlediska počtu opatření, 1995-2014)**



Zdroj: vlastní zpracování dat z databáze UNCTAD Trains, vlastní výpočty.

Z pohledu zemí Evropské unie jsou relevantní vážené průměrné hodnoty těchto překážek. Jejich absolutní hodnota je tímto způsobem přizpůsobena struktuře vývozu vybrané země v daném roce. I v tomto případě, jak dokládá graf č. 4, u většiny států počty opatření v čase narůstaly. Nejnižších hodnot dlouhodobě dosahují Litva a Lotyšsko.

Graf č. 4 – Vývoj vážených průměrných multilaterálních netarifních bariér vývozu zboží zemí EU do USA (z hlediska počtu opatření, 1995-2014)



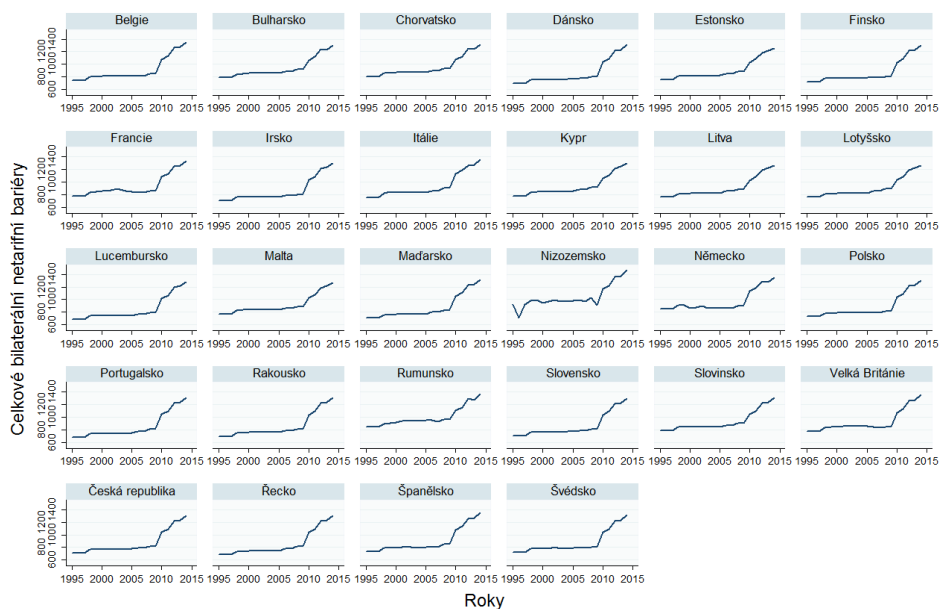
Poznámka: byl použit vážený aritmetický průměr, kde vahami jsou hodnoty vývozu zboží daných zemí do USA dle příslušných SITC kategorií

Zdroj: vlastní zpracování dat z databáze UNCTAD Trains, vlastní výpočty (výstup z programu STATA).

1.2.2. Bilaterální netarifní bariéry vývozu zboží zemí EU28 do USA

Druhou složkou netarifních bariér jsou bilaterální překážky – specifická opatření pro vývoz zboží z daných států. Údaje v tomto případě zobrazují trochu odlišný vývoj. Graf č. 5 ilustruje, že absolutní počty opatření stagnovaly přibližně do vypuknutí celosvětové finanční krize a nedocházelo k podstatnějším změnám. Od tohoto období však můžeme pozorovat jejich prudký nárůst, a to v případě všech zemí Evropské unie – došlo ke zvýšení protekcionismu. Absolutní počty opatření byly v roce 2014 přibližně shodné, nejvyšší hodnotu vykázalo Nizozemsko. Právě tato opatření jsou z hlediska potenciálního dopadu obchodní liberalizace nejdůležitější.

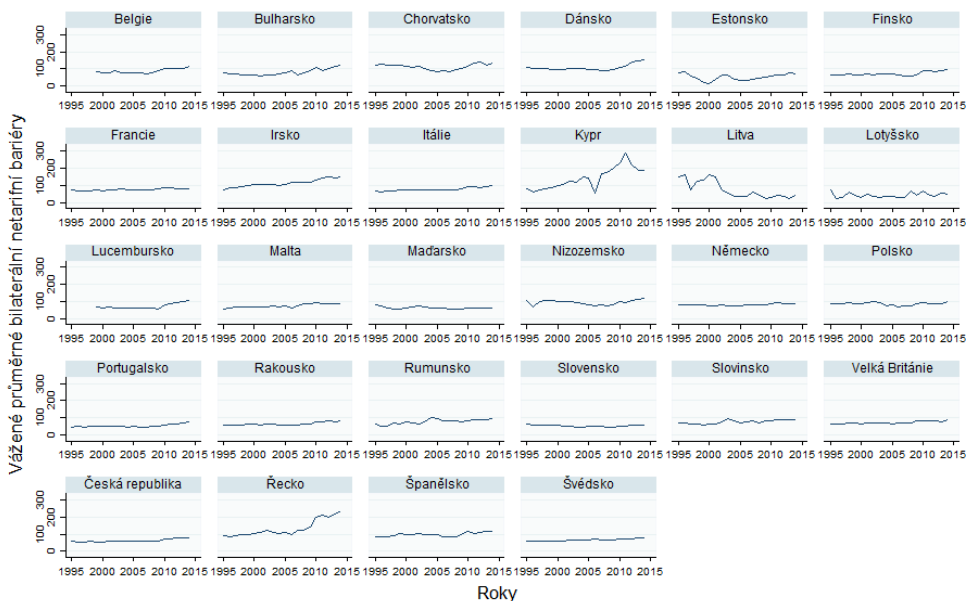
**Graf č. 5 – Vývoj bilaterálních netarifních bariér vývozu zboží zemí EU do USA
(z hlediska počtu opatření, 1995-2014)**



Zdroj: vlastní zpracování dat z databáze UNCTAD Trains, vlastní výpočty (výstup z programu STATA).

Vážené průměrné hodnoty jsou k dispozici v grafu č. 6. Nevážené hodnoty od roku 2009 narůstaly, avšak při zohlednění struktury vývozu zemí EU je situace jiná. S výjimkou Kypru a Řecka jsou dnešní hodnoty relativně nízké. To znamená, že případná liberalizace by měla cílit na méně obchodovaná odvětví mezi oběma celky.

Graf č. 1 – Vývoj vážených průměrných bilaterálních netarifních bariér vývozu zboží zemí EU do USA (z hlediska počtu opatření, 1995-2014)



Poznámka: byl použit vážený aritmetický průměr, kde vahami jsou hodnoty vývozu zboží daných zemí do USA dle příslušných SITC kategorií

Zdroj dat: vlastní zpracování dat z databáze UNCTAD Trains, vlastní výpočty (výstup z programu STATA).

1.2.3. Bilaterální netarifní bariéry vývozu zboží vybraných zemí do USA

Před vlastní kvantifikací významu politicko-obchodních překážek je vhodné zhodnotit reálnost podstatného snížení daných bariér. Autoři studie Ecorys (2009, str. 16) odhadli, že netarifní bariéry by mohly být sníženy až o polovinu. Novější práce ve svých odhadech již pracují s nižším číslem, používají zpravidla horní hodnotu 25 % (Například Engler a Tervala 2016, str. 21). Vyhodnocení lze nepřímo provést srovnáním počtu netarifních opatření vývozu zboží do USA uvalených vůči různým zemím. V tabulce č. 1 jsou tyto údaje prezentovány. Pod každou zemí jsou uvedeny i procentní podíly dané SITC třídy na celkovém počtu opatření. Podtržené procentní údaje v posledním sloupci zohledňují celkovou koncentraci netarifních opatření, byl použit vzorec Herfindahl-Hirschmanova indexu. Nejvyšší koncentraci za použití této metody mělo Mexiko, Japonsko a Austrálie. Průměr EU28 vykazuje taktéž relativně vyšší hodnotu. Odvětví s nejvíce opatřeními je SITC 0 – Potraviny a živá zvířata, a to v případě všech vybraných zemí. Průměrný stav překážek na 1 zemi EU28 je relativně nízký, přibližně na úrovni Kanady – partnera USA

v rámci Severoamerické dohody o volném obchodu. Nejvyšším bariérám čelí vývozci zboží z Číny a Ruska.

Podstatné snížení těchto překážek, jak předpokládá studie Ecorys (2009) pravděpodobně není reálné. Větší snížení by představovalo výjimku ze zavedené obchodní politiky USA.

Tabulka č. 1 – Celkové bilaterální netarifní překážky vývozu zboží vybraných zemí do USA (měřeno počtem opatření, stav k 1. 7. 2014, seřazeno)

	SITC 0	SITC 1	SITC 2	SITC 3	SITC 4	SITC 5	SITC 6	SITC 7	SITC 8	SITC 9	Celkem
Čína	755	6	200	5	11	217	310	118	78	3	1703
	44,3 %	0,4 %	11,7 %	0,3 %	0,6 %	12,7 %	18,2 %	6,9 %	4,6 %	0,2 %	<u>26,7 %</u>
Rusko	696	6	203	5	10	234	185	204	70	3	1616
	43,1 %	0,4 %	12,6 %	0,3 %	0,6 %	14,5 %	11,4 %	12,6 %	4,3 %	0,2 %	<u>25,3 %</u>
Kuba	656	7	207	6	10	180	140	99	79	3	1387
	47,3 %	0,5 %	14,9 %	0,4 %	0,7 %	13,0 %	10,1 %	7,1 %	5,7 %	0,2 %	<u>28,1 %</u>
Japonsko	734	6	170	5	17	184	137	67	27	3	1350
	54,4 %	0,4 %	12,6 %	0,4 %	1,3 %	13,6 %	10,1 %	5,0 %	2,0 %	0,2 %	<u>34,3 %</u>
Austrálie	711	6	202	5	8	207	109	51	34	3	1336
	53,2 %	0,4 %	15,1 %	0,4 %	0,6 %	15,5 %	8,2 %	3,8 %	2,5 %	0,2 %	<u>33,9 %</u>
Kanada	559	5	157	4	16	172	198	83	124	0	1318
	42,4 %	0,4 %	11,9 %	0,3 %	1,2 %	13,1 %	15,0 %	6,3 %	9,4 %	0,0 %	<u>24,7 %</u>
Průměr EU28	702	6	203	5	15	178	111	58	31	3	1313
	53,5 %	0,5 %	15,5 %	0,4 %	1,1 %	13,6 %	8,5 %	4,4 %	2,3 %	0,2 %	<u>33,8 %</u>
Brazílie	679	6	197	5	9	176	119	52	45	3	1291
	52,6 %	0,5 %	15,3 %	0,4 %	0,7 %	13,6 %	9,2 %	4,0 %	3,5 %	0,2 %	<u>33,0 %</u>
Mexiko	692	5	173	4	11	163	121	55	45	0	1269
	54,5 %	0,4 %	13,6 %	0,3 %	0,9 %	12,8 %	9,5 %	4,3 %	3,5 %	0,0 %	<u>34,5 %</u>
Jižní Korea	650	6	160	5	10	176	137	84	32	3	1263
	51,5 %	0,5 %	12,7 %	0,4 %	0,8 %	13,9 %	10,8 %	6,7 %	2,5 %	0,2 %	<u>31,7 %</u>

Zdroj dat: vlastní zpracování dat z databáze UNCTAD Trains, vlastní výpočty.

2. Gravitační modely

Kvantifikace v této práci vychází z konceptu gravitačních modelů, které byly původně konstruovány jako ateoretický nástroj určený k analýze toků mezinárodního obchodu. Zmíněný koncept je založen na myšlence aplikované v Newtonově gravitačním zákoně, jehož vzorec byl pro potřeby zkoumání mezinárodního obchodu mírně upraven. Jednoduše řečeno, ve vztahu ke dvěma objektům: čím je větší jejich hmotnost (HDP) a čím blíže

k sobě jsou (vzdálenost), tím větší je velikost gravitační síly (mezinárodní obchod). Základní podoba gravitačního modelu je následující: (Reinert 2009, str. 567)

$$E_{ij} = G * \frac{HDP_i * HDP_j}{D_{ij}}$$

Vysvětlovaná proměnná E_{ij} představuje vývoz země i do země j , G je konstanta ^{*****}, čitatel zlomku zachycuje hrubý domácí produkt obou zemí a D_{ij} představuje vzdálenost mezi oběma zeměmi. Pokud zlogaritmujeme obě části rovnice a upravíme ji, dostaneme ekonometrickou specifikaci daného modelu.

$$\ln(E_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(HDP_i) + \beta_2 \ln(HDP_j) - \beta_3 \ln(D_{ij}) + \varepsilon_{ij}$$

Koeficienty β v log-log specifikaci modelu představují elasticity a také přibyla náhodná chyba ε_{ij} . Negativní znaménko koeficientu u proměnné pro vzdálenost D_{ij} určuje očekávaný směr vztahu, kdy větší vzdálenost mezi zeměmi implikuje menší vzájemné obchodní toky. V případě HDP se obecně očekává pozitivní vliv na bilaterální toky, avšak lze nalézt i negativní kanály, kdy koeficienty mohou být záporné. Hrubý domácí produkt země i může mít negativní efekt – vyšší HDP může znamenat menší ochotu exportérů vyvážet, protože domácí ekonomice se daří a mezinárodní obchod má své dodatečné náklady. Na druhé straně, tato motivace nemusí být silná a podniky mohou být podněcovány rozšiřovat svoji výrobu. Gravitační modely se v praxi běžně rozšiřují o další proměnné – například vliv populace, měnového kurzu apod.

Později se tento koncept stal předmětem diskuze a snahy o strukturální ekonomické podložení těchto vztahů – zde již mluvíme o „teoretických“ gravitačních modelech. Postupně byly rozpracovány modely všeobecné rovnováhy a z nich odvozené gravitační modely. Za zásadní moderní příspěvek se považuje práce Andersona a Van Wincoopa (2003), kteří do modelu v souladu s jejich teoretickým odvozením přidali tzv. multilaterální rezistence. Shepherd (2013, str. 14) zmiňuje, že tyto prvky vyřešily problémy intuitivních gravitačních modelů.

***** Její ekonomická interpretace není jednoduchá, protože nejspíše zachycuje vliv celé řady faktorů.

Byly aplikovány různé techniky ekonometrických odhadů Shepherd (2013, str. 51), přičemž velmi oblíbeným přístupem se stalo použití fixních efektů, které odchyty vliv celé řady proměnných včetně oněch multilaterálních rezistencí. Řada odhadů byla provedena metodou nejmenších čtverců, avšak Santos Silva a Tenreyro (2006) upozorňují, že pokud zlogaritmuje obě části gravitační rovnice, při současném předpokladu heteroskedasticity je standardní OLS estimátor vychýlený. Autoři navrhuji využití poissonovského estimátoru (Poisson pseudo-maximum likelihood). Při tomto postupu je odhadován následující vztah:

$$E_{ij} = \exp [\beta_0 + \beta_1 \ln(HDP_i) + \beta_2 \ln(HDP_j) - \beta_3 \ln(D_{ij})] \varepsilon_{ij}$$

Rozdíl je v tom, že vysvětlovaná proměnná se nelogaritmuje a model je odhadován v multiplikační formě. Interpretace takto odhadnutých koeficientů je stejná jako v případě klasického aditivního log-log modelu^{††††††††}. Poissonovský estimátor je pro své vlastnosti v aktuálních pracích velmi populární.

Mezi výhody gravitačních modelů patří relativně nízké požadavky na datovou základnu, jednoduchost a značná flexibilita. Problémem pak je, že neberou v úvahu provázanosti daných proměnných. Vyčíslení parametrů lze provést mnoha způsoby a často není jasné, který postup je nejvhodnější. Odhady na základě gravitačních modelů si nekladou srovnatelně velké cíle, jako technicky složitější modely založené na všeobecné rovnováze. Není možné kvantifikovat dopad na změnu hrubého domácího produktu a další, například realozační (strukturální) dopady. Na druhé straně ale není potřeba uplatňovat velmi specifické předpoklady a je odhadován jednoduchý a efektivní vztah. Zmíněné modely jsou „tahounem“ výzkumu politik uplatňovaných v mezinárodním obchodu, což dokazuje dlouhotrvající popularita tohoto přístupu (Shepherd 2013, str. 62).

^{††††††††} Za předpokladu, že vysvětlovaná proměnná je v úrovních a vysvětlující proměnná je transformována pomocí přirozeného logaritmu.

3. Ekonometrická analýza – vliv bariér obchodu na vývoz zboží zemí EU28 do USA

Nyní lze přistoupit k vyhodnocení dopadu obchodně-politických překážek obchodu. Na příkladu vývozu zboží zemí EU28 do USA zkoumaná platnost hypotézy o významnosti těchto bilaterálních bariér obchodu a je kvantifikován dopad jejich změny. Jak již bylo zmíněno, jsou použita vlastní „tvrdá“ data netarifních bariér obchodu.

3.1. Použitá data

Jedná se o roční panelová data z období let 1995-2014 pro všech 28 zemí Evropské unie ve vztahu ke Spojeným státům americkým. Některé hodnoty chybí, je pracováno s nevyrovnaným panelem. Souhrn a popis proměnných je k dispozici v tabulce č. 2. Deskriptivní statistiky byly přidány mezi přílohy této práce.

Tabulka č. 2 – Přehled použitých proměnných

Název proměnné	Popis	Jednotka	Zdroj
exp_celkem	Vývoz zboží dané země do USA	běžné USD	databáze UNCTAD Trains (přístup přes systém WITS Světové banky)
hdp_bezne	HDP dané země	běžné USD	databáze World Development Indicators (Světová banka)
reer_zmeny	změny indexu reálného efektivního měnového kurzu (REER)	procenta	REER databáze pro 178 zemí (Bruegel)
dan_kvota	jednoduchá daňová kvóta dané země	procenta	databáze Eurostat
pop	populace dané země	tisíce obyvatel	databáze World Development Indicators (Světová banka)
eurozona	umělá (dummy) proměnná zachycující efekt vstupu země do eurozóny	- (binární proměnná)	vlastní
eu	umělá (dummy) proměnná zachycující efekt vstupu země do Evropské unie	- (binární proměnná)	vlastní
adv_tarif_vazeny	Vážené průměrné bilaterální tarifní bariéry vývozu zboží dané země do USA (ad valorem)	procenta (vážení provedla třetí strana, jedná se o zohlednění různých tarifních úrovní, které jsou váženy hodnotami vývozu zboží země v dané kategorii)	databáze UNCTAD Trains (přístup přes systém WITS Světové banky)
b_ntb_vazene	Vážené průměrné bilaterální netarifní bariéry vývozu zboží dané země do USA	vážený počet opatření (vážené hodnoty představují bariéry dle jednotlivých SITC kategorií, vahami jsou hodnoty vývozu zboží země dle jednotlivých SITC kategorií)	vlastní konstrukce, databáze UNCTAD Trains NTM

Zdroj: vlastní zpracování.

3.2. Teoretický model

Bylo využito konceptu gravitačních modelů. Odhad byl proveden pomocí nejmenších čtverců (OLS) a byl využit i poissonovský estimátor, který specifikaci mírně upravuje – tím se zabývá předchozí kapitola. Rovnice základního modelu je následující:

$$\ln(\text{Exp}_i) = \alpha_i + \delta + \lambda Z_i + \beta_1 \ln(\text{adv_tarif_vazeny}_i) + \beta_2 \ln(\text{b_ntb_vazene}_i) + \varepsilon_i$$

Exp_i je hodnota exportu země i do USA, α_i reprezentuje fixní efekty země i , δ představuje časové efekty, λZ_i tvoří makroekonomické proměnné země i s vlivem na její export, koeficienty β_1 a β_2 jsou hlavní zkoumané proměnné – bilaterální tarifní a netarifní bariéry obchodu uvalené Spojenými státy na exportující zemi i , a ε_i je náhodná chyba. V rovnici chybí časové rozlišení, protože všechny proměnné pochází ze stejného období.

Použitý model je vzhledem ke standardně používaným konstrukcím trochu jiný. Byla zahrnuta pouze jedna protistrana – Spojené státy americké a je využita i klasická technika odhadu pevných efektů⁺⁺⁺⁺⁺. Zmíněné efekty mají za cíl odchytit časově neměnné proměnné jako například kulturu a jazyk dané země. Časové efekty jsou zahrnuty z důvodu existence časově variantních proměnných – jedná se zejména o faktory na straně USA – HDP, počet obyvatel, multilaterální bariéry obchodu atd. Díky využití obou druhů efektů nemusí být řada proměnných do modelů explicitně přidána. Světová obchodní organizace (2012, str. 111) zdůrazňuje, že gravitační model je výdajová funkce, která spojuje nominální HDP a nominální obchodní toky, tudíž využití reálných veličin je nevhodné, proto byly použity nominální hodnoty HDP a obchodních toků.

Omezení a potenciálních problémů je v tomto případě několik^{§§§§§§}. Jedná se například o vysokou agregaci dat a možný problém nelinearity dopadu změn netržních překážek obchodu – ty jsou totiž měřeny počtem opatření. V modelu jsou u klíčových proměnných použity hodnoty založené na vážených průměrech, což znamená, že je zohledněna historická struktura obchodu mezi těmito zeměmi. Může být zanedbán potenciál založený na rozvoji směny dříve neobchodovaného zboží. Byla snaha nejdříve odhadnout model na základě prostých průměrů, avšak v tomto případě se nepovedlo získat dobré výsledky.

⁺⁺⁺⁺⁺ V literatuře je často využíván odhad pevných efektů pomocí umělých proměnných pro importéra a exportéra, zde to ale z důvodu pouze jedné protistrany není vhodné.

^{§§§§§§} Na zmíněné okolnosti navazuje problematika robustnosti odhadů.

Důvodem může být to, že při menším vzorku zemí a nízké variabilitě dat se špatně odhaduje celkový efekt^{*****} – koeficienty nevyjdou statisticky významně, prostý průměr nezachytí těsný vztah proměnných. Také vážení netarifních bariér obchodu nemusí být přesné, protože proběhlo v nejobecnější rovině – SITC na 1 místo, ne na úrovni jednotlivých výrobků^{††††††††}. Teoretickým problémem může být i nezahrnutí některých klíčových proměnných, avšak fixní a časové efekty tuto pravděpodobnost značně snižují. Jedná se například o transportní náklady, které jsou v gravitačních modelech často zachyceny pomocí vzdálenosti – ta je zde součástí pevného efektu dané země. Avšak tato skutečnost pracuje s předpokladem, že se jedná o časově neměnnou proměnnou. V dlouhém období nemusí být uvedena podmínka platná.

3.3. Výsledky empirické analýzy

Byly odhadnuty vždy dva modely a použity dva rozdílné estimátory. V tabulce výstupu chybí koeficient determinace, průměrný fixní efekt a časové efekty, protože tyto hodnoty nejsou pro odhad relevantní.

Tabulka č. 3 – Výstupy regresní analýzy

Model, estimátor	OLS (FE) 1	OLS (FE) 2	POISSON (FE) 1	POISSON (FE) 2
	<i>Vysvětlovaná proměnná</i>			
	ln(exp_celkem)	ln(exp_celkem)	exp_celkem	exp_celkem
<i>Vysvětlující proměnná</i>				
ln(hdp_beze)	0,535*** (0,166)	0,613*** (0,201)	0,637*** (0,228)	0,786*** (0,223)
reer_zmeny	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,003** (0,002)	-0,006*** (0,002)
dan_kvota	-0,050*** (0,018)	-0,050** (0,019)	-0,030 (0,020)	-0,030 (0,020)
ln(adv_tarif_vazeny)	-0,159** (0,061)	-0,164** (0,060)	-0,195** (0,089)	-0,174** (0,069)
ln(b_ntb_vazene)	-0,646*** (0,086)	-0,671*** (0,079)	-0,387** (0,175)	-0,319** (0,140)
ln(pop)		0,596 (0,800)		-0,643 (0,523)
eurozona		-0,048 (0,076)		0,231*** (0,087)
eu		-0,016 (0,113)		0,075 (0,172)
Fixní efekty	ano	ano	ano	ano
Časové efekty	ano	ano	ano	ano
AIC/BIC	-85,098 / 18,077	-84,948 / 31,124	7,64e10 / 7,64e10	7,02e10 / 7,02e10
Počet pozorování	544	544	544	544
Poznámky:	* p < 0,1 ** p < 0,05 *** p ≤ 0,01			
	Byly použity robustní standardní chyby (klastrované dle země), jsou uvedeny v závorkách.			

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování, výstup z programu STATA.

***** Tj. na odvětví a skupiny výrobků, které bilaterálně zatím nebyly zobchodovány.

†††††††† Na takovou práci nebyla dostatečná kapacita.

Ve většině případů vyšly směry ekonomických efektů dle očekávání – pozitivní vliv HDP, negativní vliv reálného efektivního kurzu, daňového zatížení a bilaterálních tarifních a netarifních bariér obchodu. V empirické literatuře se někdy také přidává proměnná zachycující celkovou populaci, dále může být vhodné zavést i vliv vstupu zemí do Evropské unie a eurozóny – tyto rozšířené modely jsou označeny číslem 2. V případě OLS však přidané proměnné nevyšly statisticky významně. U poissonovského estimátoru vyšel významně pouze vliv vstupu do eurozóny.

Z výstupu je zřejmé, že hlavní zkoumané proměnné – bilaterální tarifní a netarifní bariéry vychází statisticky i ekonomicky významně. Interpretace zkoumaných koeficientů^{*****} je vyčíslena v tabulce č. 4. V rámci každého estimátoru byl vybrán pouze jeden model – na základě minimalizace informačních kritérií, nicméně rozdíly jsou malé. Úplné odstranění netarifních překážek obchodu je naprosto nereálné, proto v tabulce chybí.

Tabulka č. 4 – Vliv bariér obchodu na vývoz zboží EU28 do USA (interpretace koeficientů z regresní analýzy)

Model, estimátor	OLS (FE)	POISSON (FE)	OLS (FE)	POISSON (FE)
	<i>Netarifní bariéry – ln(b_ntb_vazene)</i>		<i>Tarifní bariéry – ln(adv_tarif_vazeny)</i>	
Hodnota koeficientu	(-) 0,646	(-) 0,319	(-) 0,159	(-) 0,174
Efekt – elasticita				
10% změna	(-) 6,35 %	(-) 3,09 %	(-) 1,53 %	(-) 1,67 %
25% změna	(-) 15,51 %	(-) 7,38 %	(-) 3,61 %	(-) 3,96 %
50% změna	(-) 29,94 %	(-) 13,81 %	(-) 6,66 %	(-) 7,31 %
100% změna			(-) 11,65 %	(-) 12,82 %
	Celkový efekt – tarifní + netarifní bariéry obchodu			
		OLS (FE)	POISSON (FE)	
	10% změna	(-) 7,88 %	(-) 4,76 %	
	25% změna	(-) 19,12 %	(-) 11,34 %	
	50% změna	(-) 36,60 %	(-) 21,12 %	
10% změna netarifních bariér		(-) 18,00 %	(-) 15,91 %	
100% změna tarifních bariér		(-) 27,16 %	(-) 20,20 %	
25% změna netarifních bariér		(-) 27,16 %	(-) 20,20 %	
100% změna tarifních bariér		(-) 41,59 %	(-) 26,63 %	
50% změna netarifních bariér		(-) 41,59 %	(-) 26,63 %	
100% změna tarifních bariér		(-) 41,59 %	(-) 26,63 %	

Zdroj: vlastní výpočty a zpracování.

***** Při větších změnách je velmi nepřesné využít aproximaci elasticit log-log modelu a koeficient pouze vynásobit změnou dané proměnné, proto je využít následující vzorec: $\% \Delta Y = [(1,01)^\beta - 1] * 100$.

V souladu s ostatními pracemi jsou stanoveny tři hlavní scénáře – je počítáno s různou úrovní odbourání netarifních překážek obchodu, v případě tarifních bariér se jedná vždy o jejich úplné odstranění. Bylo zjištěno, že snížení netarifních bariér obchodu má skutečně zásadní vliv a odbourání těchto překážek je také relativně efektivnější ve srovnání s tarifními opatřeními. Odhady na základě metody nejmenších čtverců a poissonovského estimátoru se liší. OLS vykazuje větší rozptyl efektů – 18 % až 42 %, zatímco druhá zmíněná metoda předpovídá slabší vliv na růst vývozu – 16 % až přibližně 27 % v případě úplného odstranění tarifních opatření a odbourání netarifních překážek o 10 % až 50 %.

3.4 Robustnost odhadů

Pro zohlednění vlivu heteroskedasticity a autokorelace byly v modelech použity robustní standardní chyby klastrované dle země. Potenciálním problémem je přítomnost endogenity. Tato komplikace může nastat u netarifních a tarifních bariér – je možné, že jsou ovlivňovány vývozem. Teoretické řešení je využití instrumentálních proměnných, avšak ty je v praxi velmi obtížné najít. Chan a kol (2014, str. 6). přirovnávají tuto snahu, v případě gravitačních modelů, ke „hledání Svatého grálu“. Dalším možnou problematickou proměnnou je HDP, avšak Haq a kol. (2010, str. 3) tvrdí, že tato potenciální endogenita je v empirické literatuře ignorována, protože závislá proměnná tvoří jen malou část HDP. Tentýž argument je možné využít zde. Problém endogenity a vynechaných proměnných částečně řeší zahrnutí fixních a časových efektů. Další možnou komplikací je potenciální nestacionarita použitých proměnných, nicméně byla snaha v modelu použít přibližně stacionární proměnné. Zahrnutí časových efektů má pravděpodobně také pozitivní vliv. V empirických pracích zkoumal dopad nestacionarity proměnných Fidrmuc (2009). Tento autor za použití jiných estimátorů dospěl k závěru, že vychýlení v gravitačních modelech s fixními efekty z důvodu nestacionarity je „spíše malé“ (tamtéž, str. 444). Ve třech modelech byla zjištěna přítomnost průřezové závislosti^{§§§§§§§§}, což může představovat vychýlení standardních chyb, případně i koeficientů (Chudik a Pesaran 2013, str. 2). Testy jsou k nahlédnutí v příloze. Zmíněný problém je pro gravitační modely charakteristický a zatím nebyl navržen obecně přijímaný postup k jeho řešení, navíc ve většině prací je tato problematika přehlížena (Krisztin a Fischer 2015, str. 2).

^{§§§§§§§§} Anglicky cross-sectional dependence. Nepodařilo se nalézt český překlad.

Závěr

Zvolená tématika má potenciál být do budoucna národohospodářsky významná. Spojené státy americké a země Evropské unie by mohly efektivněji využít svých dlouhodobě silných obchodních vztahů. Liberalizací by bylo možné dosáhnout nezanedbatelného zvýšení vývozu zboží z EU do USA a tím i lepší alokace zdrojů.

Byl analyzován vývoj obchodně-politických překážek vývozu zboží ze zemí EU do USA. V případě zmíněných celků klesal význam tarifních bariér obchodu. Oproti cům je netarifní překážky obtížnější kvantifikovat, tato práce obsahuje vlastní zkonstruovaná data na základě podkladů z databáze UNCTAD Trains NTM (2016). Multilaterální netarifní bariéry vývozu zboží do USA, kterými jsou zasaženi producenti ze všech zemí, v čase prudce rostly, nicméně tyto bariéry nejsou pro bilaterální obchodní dohodu tolik významné, proto jim byla věnována pozornost jen okrajově. Během let rostly i bilaterální netarifní překážky, avšak největší dynamika byla vykázána až od roku 2009, v období celosvětové finanční krize. Absolutní počty opatření byly v rámci EU v roce 2014 přibližně shodné. Na základě analýzy hodnot získaných pomocí vážených průměrů lze také tvrdit, že případná dohoda o volném obchodu by se měla zaměřit na méně obchodovaná odvětví mezi oběma celky. Autoři ostatních studií opomenuli vyhodnotit reálnost podstatného snížení netarifních bariér. Tato práce tuto mezeru napravila a srovnala stav daných překážek uvalených USA i vůči dalším zemím. Bylo zjištěno, že průměrný stav bariér vývozu zboží do USA na 1 zemi EU28 byl v roce 2014 relativně nízký, přibližně na úrovni Kanady – partnera USA v rámci Severoamerické dohody o volném obchodu. Podstatné snížení těchto překážek není pravděpodobné. Větší snížení by představovalo výjimku ze zavedené politiky Spojených států amerických.

Předložená práce dále vycházela z aktuálních poznatků využití gravitačních modelů při odhadování vlivu obchodně-politických bariér na obchodní toky. Byla provedena vlastní regresní analýza panelových dat spojených s vývozem zboží ze zemí EU28 do USA mezi lety 1995-2014. Hlavní zkoumané proměnné představovaly právě tarifní a netarifní bariéry obchodu. Jak již bylo zmíněno, tak druhá jmenovaná položka zahrnuje vlastní zkonstruovaná data. Práce došla k závěru, že netarifní bariéry jsou v kontextu liberalizace klíčové a relativně významnější než cla. Za předpokladu 25% snížení bilaterálních

netarifních bariér obchodu a plného odstranění cel by vývoz do USA ze zemí EU mohl vzrůst i o více než 20 %, což představuje podstatný nárůst – hlavní hypotéza byla potvrzena. V souvislosti s provedenými odhady je potřeba rozebrat jejich omezení. Vzhledem k tomu, že data o netarifních bariérách obchodu představují desítky tisíc hodnot, nelze vyloučit možnou chybovost. Použité údaje zohledňují minulou strukturu obchodu, bylo přistoupeno k analýze na základě vážených průměrů, což může zanedbávat pozitivní efekty dříve neobchodovaných statků. Potenciálním zdrojem nepřesnosti je také vysoká agregace dat, vážení bylo provedeno na úrovni nejobecnějšího dělení SITC, ne na úrovni jednotlivých výrobků. Netarifní překážky byly analyzovány za použití počtu opatření a pro zjednodušení byl předpokládán homogenní dopad jejich změny. V souvislosti s technikou ekonometrických odhadů byla zmíněna i možná problematika endogenity, nestacionarity a průřezové závislosti. Statický jednorovnicový regresní model nebere v úvahu provázanost jednotlivých proměnných. Na druhé straně, byl použit relativně jednoduchý přístup, který na rozdíl od sofistikovanějších modelů všeobecné rovnováhy nevyužívá řadu velmi specifických a těžko opodstatnitelných předpokladů. Gravitační modely se i proto dnes považují za velmi oblíbené a účinný nástroj analýzy mezinárodních obchodních toků.

Bylo by vhodné, pokud by se další odborné práce soustředily na přesnější kvantifikaci zmíněných obchodních bariér v případě oboustranných obchodních toků zboží, služeb a přímých zahraničních investic. Data v této práci by se dala vylepšit například získáním přesnějších vážených průměrů – úrovni jednotlivých výrobků, případně rozčleněním jednotlivých netarifních bariér s předpokladem heterogenního dopadu na obchodní toky. Volný obchod je potřeba podpořit, nicméně, je vhodné upozornit i na případná negativa a problémy při měření jeho výnosů.

Literatura

Monografie

ANDERSON, J. E.; VAN WINCOOP, E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, vol. 93, no. 1, p. 170-192, 2003.

CAPALDO, J. *The Trans-Atlantic Trade and Investment Partnership: European Disintegration, Unemployment and Instability*. Global Development and Environment Institute, Working Paper No. 14-03, 2014.

ECORYS. *Non-Tariff Measures in EU-US Trade and Investment – An Economic Analysis*. ECORYS Nederland B.V, 2009.

ENGLER, P.; TERVALA, J. *Welfare Effects of TTIP in a DSGE Model*. Freie Universität Berlin – School of Business & Economics – Discussion Paper no, 2016/2017, 2016.

FIDRMUC, J. Gravity models in integrated panels. *Empirical Economics*, vol. 37, no. 2, p. 435-446, 2009.

HAQ, Z a kol. *Does the gravity model suffer from selection bias?* Canadian Agricultural Trade Policy And Competitiveness Research Network, Working Papers No. 90884, 2010.

CHAN, F. a kol. *Gravity Models of Trade: Unobserved Heterogeneity and Endogeneity*. New York University, Working Paper No. 2451/33571, 2014.

CHUDIČ, A.; PESARAN, M. H. *Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey*. CESifo Working Paper Series No. 4371, 2013.

KRISZTIN, T.; FISCHER, M. M. The Gravity Model for International Trade: Specification and Estimation Issues. *Spatial Economic Analysis*, vol. 10, no. 4, pp. 451-470, 2015.

REINERT, K. A. *Gravity models*. *The Princeton Encyclopedia of the World Economy*, s. 567-570. Princeton: Princeton University Press, 2009.

SHEPHERD, Ben. *The Gravity model of International Trade: A User Guide*. United Nations publication, 2013.

SILVA, J. S.; TENREYRO, S. The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 4, no. 88, p. 641-658, 2006.

SVĚTOVÁ OBCHODNÍ ORGANIZACE. *A Practical Guide to Trade Policy Analysis*. New York: United Nations Conference on Trade and Development, 2012.

SVĚTOVÁ OBCHODNÍ ORGANIZACE. *World Trade Report 2013*. Geneva: WTO Publications, 2013.

Internetové zdroje

BRUEGEL. *REER databáze pro 178 zemí*. 2016. [online]. [cit. 2016-12-14]. URL: <<http://bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database>>.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Standardní mezinárodní klasifikace zboží*. 2012. [online]. [cit. 2016-11-10]. URL: <https://www.czso.cz/documents/10180/20551095/60011111j02_c.pdf/659d2649-c69d-4ffa-aaf1-741169332ce2?version=1.0>.

EUROSTAT. *Main national accounts tax aggregates*. 2016. [online]. [cit. 2016-12-14]. URL: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=gov_10a_taxag>.

SVĚTOVÁ BANKA. *World Development Indicators – Current GDP, Total population*. 2016. [online]. [cit. 2016-12-14]. URL: <<http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2>>.

UN Comtrade a UNCTAD Trains (přístup přes portál WITS Světové banky). *Database*. 2016. [online]. [cit. 2016-12-14]. URL: <<https://wits.worldbank.org>>.

UNCTAD Trains. *Non-Tariff Measures (NTM)*. 2016. [online]. [cit. 2016-12-14]. URL: <<http://i-tip.unctad.org>>.

Přílohy

Příloha č. 1 – Standardní mezinárodní klasifikace zboží (SITC) na 1 místo

SITC 0	SITC 1	SITC 2	SITC 3	SITC 4
Potraviny a živá zvířata	Nápoje a tabák	Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv	Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	Živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky
SITC 5	SITC 6	SITC 7	SITC 8	SITC 9
Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené	Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu	Stroje a dopravní prostředky	Průmyslové spotřební zboží	Komodity a předměty obchodu jinde nezatříděné

Zdroj: Český statistický úřad (2012), vlastní zpracování.

Příloha č. 2 – Deskriptivní statistiky proměnných

Proměnná	Počet pozorování	Aritmetický průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
roční data (EU28)	(1995-2014)				
exp_celkem	552	9,77E+09	1,76E+10	9 225 353	1,22E+11
ln(exp_celkem)	552	21,40015	2,046143	16,03747	25,52433
hdp_bezne	559	4,88E+11	7,94E+11	3,60E+09	3,87E+12
ln(hdp_bezne)	559	25,65038	1,730381	22,00411	28,98383
reer_zmeny	560	1,231095	5,023483	-18,79180	30,58683
dan_kvota	553	25,06166	6,532878	15,8	50,2
pop	560	17 699,32	22 334,34	370,433	82 534,18
pop_l	560	8,956013	1,401454	5,914673	11,32097
eurozona	560	0,3982143	0,489968	0	1
eu	560	0,7642857	0,4248239	0	1
adv_tarif_vazeny	552	3,038931	2,089372	0,1	13,06
ln(adv_tarif_vazeny)	552	0,9001289	0,672833	-2,30259	2,569554
b_ntb_vazene	552	80,68131	31,24011	15,35082	288,2351
ln(b_ntb_vazene)	552	4,325472	0,36095	2,731169	5,663776

Zdroj: vlastní zpracování, výstup z programu STATA.

Příloha č. 3 – Pesaranův CD-test průřezové závislosti (cross-sectional dependence)

Model	CD-test	p-hodnota
OLS (FE) 1	- 1,41	0,160
OLS (FE) 2	- 1,81	0,071*
POISSON (FE) 1	3,93	0,000***
POISSON (FE) 2	3,28	0,001***

Zdroj: vlastní zpracování, výstup z programu STATA.

**Tato publikace byla vydána za finanční podpory Nadace ČEZ.
Děkujeme!**





OECONOMICA
Nakladatelství VŠE

Vydavatel: Vysoká škola ekonomická v Praze
Nakladatelství Oeconomica
Editor: Martin Zeman
Rok vydání: 2017
Tisk: Vysoká škola ekonomická v Praze
Nakladatelství Oeconomica
Tato publikace neprošla redakční úpravou.
ISBN 978-80-245-2234-0