Úkol č. 2

Dobruše Lukášová, Katarína Gažová, Terezie Poláčková, Jakub Voborský & Petr Chaloupek







Úvod

V rámci první části úkolu jsme se rozhodli analyzovat ekonomický vývoj USA. Pracovali jsme se dvěma základními makroekonomickými ukazateli: reálným hrubým domácím produktem (HDP) a mírou nezaměstnanosti. Časové řady byly čtvrtletní a sezónně očištěné, pokrývaly období od prvního čtvrtletí roku 1980 do prvního čtvrtletí roku 2019¹, což představuje téměř čtyřicetileté období obsahující několik významných hospodářských výkyvů, včetně recese na začátku 80. let, krize dot-com bubble na přelomu tisíciletí a zejména světové finanční krize v letech 2008–2009.

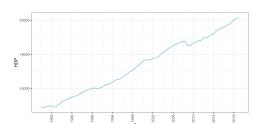
Úloha č. 1

Prvním krokem bylo ověření stacionarity těchto řad, a proto jsme nejprve provedli vizuální kontrolu obou řad (obrázky 1 a 2). Ta naznačila, že reálný HDP vykazuje výrazný růstový trend a není stacionární. U míry nezaměstnanosti

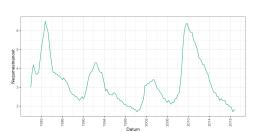
¹Obě časové řady byly získány z FREDu

sice žádný dlouhodobý růst či pokles patrný nebyl, nicméně docházelo k cyklickým výkyvům, což také mohlo indikovat nestacionaritu.

Obrázek 1: Reálný HDP

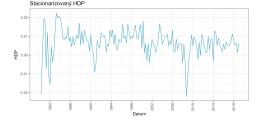


Obrázek 2: Nezaměstnanost

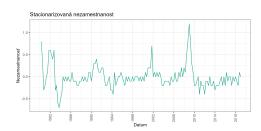


Pro formální ověření jsme použili testy stacionarity². Výsledky potvrdily, že obě řady jsou nestacionární. Abychom zajistili platnost předpokladů pro další analýzu, provedli jsme transformace: reálný HDP jsme nejprve převedli do logaritmické škály, čímž jsme odstranili exponenciální růstový trend, a následně jsme provedli první diferenci, čímž jsme získali přibližně meziroční tempo růstu (viz obrázek 3). U nezaměstnanosti jsme provedli pouze první diferenci, čímž jsme získali změnu míry nezaměstnanosti mezi čtvrtletími (obrázek 4). Po těchto úpravách byly obě řady potvrzeny jako stacionární.

Obrázek 3: $\Delta \log(Y)$



Obrázek 4: ΔU



Na těchto stacionárních řadách jsme dále odhadli jednoduché autoregresní modely. Modely jsme vybírali s ohledem na co nejmenší penalizované kritérium, přičemž jsme se omezili pouze na modely bez MA složky. V obou případech se jako nejvhodnější ukázal AR(1) model. Tento model je dobře interpretovatelný.

Po odhadu modelů jsme se zaměřili na ověření přítomnosti strukturálních zlomů v časových řadách. Nejprve jsme použili vizuální test, který sleduje

 $^{^2}$ R skript je součástí odevzdaného .zip souboru a je dostupný na Git Hubu zde

stabilitu odhadovaných parametrů v čase. Tento test vychází z metody postupných odhadů (recursive estimates) a CUSUM grafů a ukázal možné odchylky od stability, zejména kolem období finanční krize (obrázky 5 a 6). Následně jsme aplikovali formální metody pro odhad zlomu v parametrech modelu, které samy určují, ve kterém období je modelování s jedním nebo více zlomovými body výrazně lepší než bez nich. Tyto metody, konkrétně Bai-Perronova metoda pro detekci více zlomů v regresních modelech, odhalily významné zlomy kolem let 2001 a 2008, což dobře odpovídá známým hospodářským událostem. Jako třetí přístup jsme použili test, který předpokládá jeden zlom v trendu a testuje přítomnost jednotkového kořene za této podmínky – tzv. Zivot-Andrews test. I ten potvrdil, že v obou řadách se nachází významný strukturální zlom, a to opět přibližně v době finanční krize.

Obrázek 5: $\Delta \log(Y)$



Obrázek 6: ΔU



Úloha č. 2

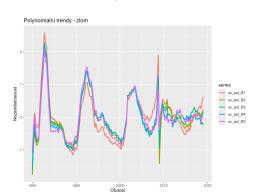
Ve druhé části úkolu jsme se zaměřili na odhad potenciálních hodnot makroekonomických ukazatelů. Cílem bylo určit, jak se aktuální hodnoty reálného HDP a míry nezaměstnanosti v jednotlivých obdobích odchylují od jejich rovnovážných (potenciálních) úrovní. Tyto rozdíly označujeme jako výstupní mezeru a mezeru nezaměstnanosti.

Pro odhad rovnovážných hodnot jsme zvolili čtyři různé přístupy. Prvním z nich byl Hodrick-Prescottův filtr, který je v makroekonomii běžně používaný pro oddělení dlouhodobého trendu od cyklické složky. Tento filtr určuje hladkou trendovou složku optimalizací kompromisu mezi vyhlazením a přilnutím k původní řadě. Parametr penalizace byl zvolen standardní pro čtvrtletní data. Druhým přístupem byl trendový model, kde jsme reálný HDP i nezaměstnanost modelovali pomocí polynomu určitého stupně, přičemž jsme také

uvažovali možnost zlomu v roce 2008. Tím jsme zohlednili rozdílnou dynamiku před a po finanční krizi (obrázky 7 a 8). Třetím přístupem byl klouzavý

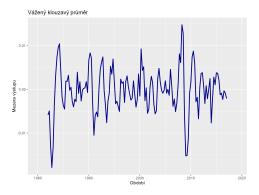
Obrázek 7: Polynominální trend HDP

Obrázek 8: Polynominální trend U

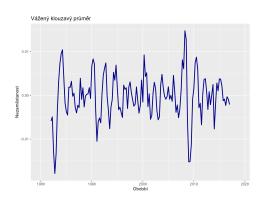


průměr, tedy jednoduché vyhlazení, které každému bodu přiřadí průměr hodnot v okolí. A konečně jsme použili i vážený klouzavý průměr, kde byly jednotlivým hodnotám při výpočtu průměru přiřazeny váhy podle kvadratického trendu (obrázky 9 a 10). Mezery výstupu i nezaměstnanosti byly poté spočítány

Obrázek 9: Vážený klouzavý průměr HDP



Obrázek 10: Vážený klouzavý průměr U



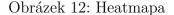
jako rozdíly mezi skutečnými a trendovými hodnotami (e.g. $y_t^c = y_t - y_t^*$). U HDP jsme odchylku vyjádřili relativně, jako procentní rozdíl mezi logaritmy skutečné a trendové hodnoty, u nezaměstnanosti jako prostý rozdíl v procentech.

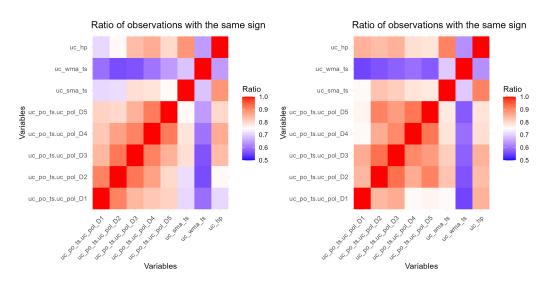
Abychom posoudili, zda různé metody vedou ke konzistentním výsledkům, porovnali jsme mezi sebou cyklické složky získané jednotlivými metodami.

Vypočítali jsme korelační matice mezi všemi kombinacemi metod a vizualizovali je formou heatmapy (obrázek 11). Kromě toho jsme zavedli ukazatel, který měří, jak často se dvě různé metody shodnou na znaménku mezer, tedy zda obě současně indikují recesi nebo expanzi. Tento indikátor jsme rovněž zobrazili pomocí heatmapy (obrázek 12).

yc_wmauc_wma_ts yc_sma uc_sma_ts-Corr Corr 1.0 yc_pol_D5uc_po_ts.uc_pol_D5 0.5 yc_pol_D4 uc_po_ts.uc_pol_D4-0.0 yc_pol_D3uc_po_ts.uc_pol_D3--0.5 -0.5 o to be to b yc_pol_D2uc_po_ts.uc_pol_D2yc_pol_D1uc_po_ts.uc_pol_D1sug is may it it ho y'. Jo smale Je sug mula

Obrázek 11: Korelogram





Výsledky ukázaly, že některé metody spolu silně korelují a vykazují podobný průběh cyklické složky, zejména Hodrick-Prescottův filtr a polynomiální trend

bez zlomu. Naopak vážený klouzavý průměr se v některých obdobích choval odlišně, což může být dáno jeho vyšší citlivostí na změny v krátkém období.

Úloha č. 4

Okunův koeficient je empirický vztah, pojmenovaný po americkém ekonomovi Arthurovi~Okunovi, který zachycuje korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a reálným produktem. Také je znám jako "Okunův zákon". V naší práci pracujeme s verzí která jej definuje pomocí vztahu mezi cyklickou nezaměstnaností (u_t^c) , a cyklickou výstupní mezerou (y_t^c) , kde koeficient α zachycuje o kolik se zvýší/sníží cyklická složka nezaměstnanosti, když se výstupní mezera zvýší/sníží o jeden procentní bod.

$$u_t^c = \alpha y_t^c$$

Vytvořili jsme dva modely Okunova koeficientu:

- 1. Základní, který předpokládá neměnnost vztahu na celém testovaném období.
- 2. Rozšířený, který předpokládá strukturální zlom ve vztahu po finanční krizi v roce 2008. Pro testování strukturálního zlomu jsme vytvořili dummy proměnnou se zlomem v říjnu 2008. Jako vstupy do regrese jsme použili odhady cyklické nezaměstnanosti a cyklické výstupní mezery z úlohy č. 2.

Pro základní model se naměřené hodnoty pohybovali od -0,38 do -0,26 (viz tabulka 1), s výjimkou cyklických dat získaných pomocí HP filtru, kde byla korelace téměř nulová. To je s největší pravděpodobností způsobeno tím, že HP filtr minimalizuje druhé derivace trendu, a tím pádem zachycuje i velmi drobné fluktuace, které ostatní použité metody mohou považovat za šum, a tak výsledná cyklická složka ukazuje menší odchylky od trendu, na nichž je těžké detekovat korelaci mezi takto očištěnými časovými řadami. U rozšířeného modelu (tabulka 2) se naměřené Okunovy koeficienty pro období před finanční krizí příliš nelišily od těch z původního modelu, a zatímco ty naměřené pro období po roce 2008 ano, a to výrazně, p-hodnoty vyšly příliš vysoké, vyjma SMA, kde byla p-hodnota těsně pod hranicí 0,05. Nemůžeme tak konstatovat, že by existoval strukturální zlom v Okunově koeficientu pro ekonomiku Spojených států před a po velké finanční krizi.

Tabulka 1: Výsledky pro base model

Model	Okunův koeficient	p-hodnota	
pol_trend_1	-0,3027	1,0025e-36	***
pol_trend_2	-0,2915	3,8516e-36	***
pol_trend_3	-0,2956	7,3894e-38	***
pol_trend_4	-0,3380	3,7705e-56	***
pol_trend_5	-0,3542	4,2108e-58	***
SMA	-0,3801	1,3210e-40	***
WMA	-0,2637	4,6439e-22	***
НР	-0,0000	1,5169e-47	***

Tabulka 2: Výsledky pro model se strukturálním zlomem

Model	Okunův koeficient	p-hodnota	
pol_trend_1	-0,3146	4,4814e-36	***
	0,1064	6,4081e-02	
pol_trend_2	-0,2997	$1,\!1650\mathrm{e}\text{-}35$	***
	0,1028	1,1342e-01	
pol_trend_3	-0,3024	1,4463e-37	***
	0,1109	1,2098e-01	
pol_trend_4	-0,3395	$4,\!2502e\text{-}55$	***
	0,0420	5,6305e-01	
pol_trend_5	-0.3557	1,4976e-57	***
	0,0783	4,3746e-01	
SMA	-0,3625	3,8932e-35	***
	-0,1076	4,8148e-02	*
WMA	-0,2640	9,3144e-18	***
	0,0011	9,8350 e-01	
HP	-0,0000	5,5484e-40	***
	0,0000	8,9278e-01	

Závěr

V této práci jsme provedli kompletní analýzu vývoje nezaměstnanosti a HDP ve Spojených státech mezi lety 1980 a 2019. Identifikovali jsme nestacionaritu původních řad a provedli potřebné transformace k dosažení stacionarity. Následně jsme se zaměřili na testování přítomnosti strukturálních zlomů ve stacionárních řadách pomocí vizuálních i formálních statistických metod. Výsledky naznačili přítomnost významných strukturálních změn, zejména kolem let 2001 a 2008, což odpovídá prasknutí dot-com bubble, a finanční krizi.

Pomocí několika metod jsme poté odhadli rovnovážné úrovně HDP a nezaměstnanosti, pro získání cyklické složky obou makroekonomických veličin. Výsledky ukázaly, že většina metod poskytuje podobný průběh cyklu, s výjimkou váženého klouzavého průměru, což mohlo být způsobeno jeho vyšší citlivostí na změny v krátkém období.

Na základě odhadnutých cyklických složek jsme dále odhadli Okunův koeficient. Základní model ukázal stabilní negativní vztah mezi cyklickou nezaměstnaností a výstupní mezerou, s hodnotami okolo 0,3, což je pro americkou ekonomiku víceméně v souladu s literaturou, s výjimkou výsledků založených na datech získaných pomocí HP filtru, které korelaci nezachytili. Testovali jsme možnost strukturálního zlomu vztahu mezi cyklickou nezaměstnaností a cyklickou výstupní mezerou pomocí umělé proměnné, se změnou ve třetím čtvrtletí roku 2008. Výsledky ukazovali změnu v Okunově koeficientu, ale nebyli statisticky významné, a tak jsme strukturální zlom po finanční krizi neprokázal.