

Vztah vývoje hospodářského cyklu a hospodářské kriminality

Viliam Štulíř

Abstrakt

Hospodářská kriminalita zásadním způsobem ovlivňuje kvalitu života společnosti a má mimořádně negativní dopad na vnitřní stabilitu státu, čímž ohrožuje jeho fungování. Formy této činnosti se neustále vyvíjejí tak, že se stala běžným jevem destabilizujícím právní vědomí občanů i národní hospodářství. Jejím charakteristickým rysem je vysoká latence. Z pozorovaných dat hospodářské trestné činnosti lze usuzovat, jaké jsou její vývojové trendy, nelze však poznat její skrytý rozsah. Cílem předkládaného příspěvku je odpovědět na otázku, zda existuje vazba mezi trendy vývoje hospodářského cyklu ČR, SR a vývojem hospodářské trestné činnosti v těchto zemích a dále navrhnout metodu umožňující průběh této vazby popsat a kvantifikovat. Výsledkem je zjištění, že v případě ČR se s tempem meziročního růstu HDP v silné vazbě a ve stejném směru mění i podíl zjištěných hospodářských trestných činů na celkovém počtu evidovaných trestných činů.

Klíčová slova

Hospodářská kriminalita, HDP, ekonometrické metody, statistický filtr, trendová složka

Klasifikace JEL

A13, C53, K4

Úvod

Hospodářská trestná činnost dlouhodobě patří mezi aktuální témata. Představuje jednu z nejzávažnějších forem trestné činnosti narušující řádné fungování tržní ekonomiky, funkčnost peněžního styku, řádný výběr daní, průmyslová a autorská práva. Způsobuje velké materiální, ale i morální škody a ohrožuje fungování společnosti jako celku. Metody a formy této činnosti se neustále vyvíjejí a přizpůsobují novým podmínkám. Zahrnují rovněž krycí aktivity sledující záměr pachatelů zamezit či podstatně ztížit odhalování a vyšetřování této trestné činnosti a vyhnout se trestnímu postihu. Přestože registrovaná kriminalita je zachycena v policejních statistikách, podstatná část hospodářské kriminality se vyskytuje v latentní formě. Skutečný

rozsah této trestné činnosti lze usuzovat pouze nepřímo na základě určitých postupů a metod vycházejících z dostupných dat o její struktuře a dynamice. Metody a modely umožňující identifikovat změny ve vývoji struktury trestné činnosti a její dynamice mají proto význam pro utváření představy o vývoji trestné činnosti v její latentní formě. V další části příspěvku bude proto vývoj hospodářské trestné činnosti ČR komparován s vývojem v SR a posuzován ve vztahu s vývojem reálného hrubého domácího produktu. Cílem tohoto příspěvku je navrhnout metodu umožňující identifikovat, popsat a kvantifikovat vazbu mezi trendy vývoje hospodářského cyklu a vývojem hospodářské trestné činnosti v ČR a SR.

1 Vývoj hospodářského cyklu ČR a SR

Pro účely zkoumání vztahu hospodářského cyklu a hospodářské trestné činnosti je použit ukazatel reálného HDP jako ukazatel ekonomické výkonnosti. Vývoj HDP ve stálých cenách je považován za základní ukazatel hospodářského růstu země a je dlouhodobě evidován Českým statistickým úřadem¹ a Statistickým úřadem Slovenské republiky². V příspěvku bude tempo růstu reálného HDP (publikované ČSÚ v meziročních procentuálních změnách) porovnáváno s podílem hospodářské kriminality na kriminalitě celkové. Z tohoto důvodu je vhodné zachovat relativní tvar meziročního indexu růstu HDP jako ryze poměrového ukazatele.

$$index\ r\u00fasu\ HDP = \frac{re\u00e1ln\u00fd\ HDP_t}{re\u00e1ln\u00fd\ HDP_{t-1}} \cdot 100 \quad (1)$$

Index růstu reálného HDP ČR a SR je pro sledované období uveden v následující tabulce.

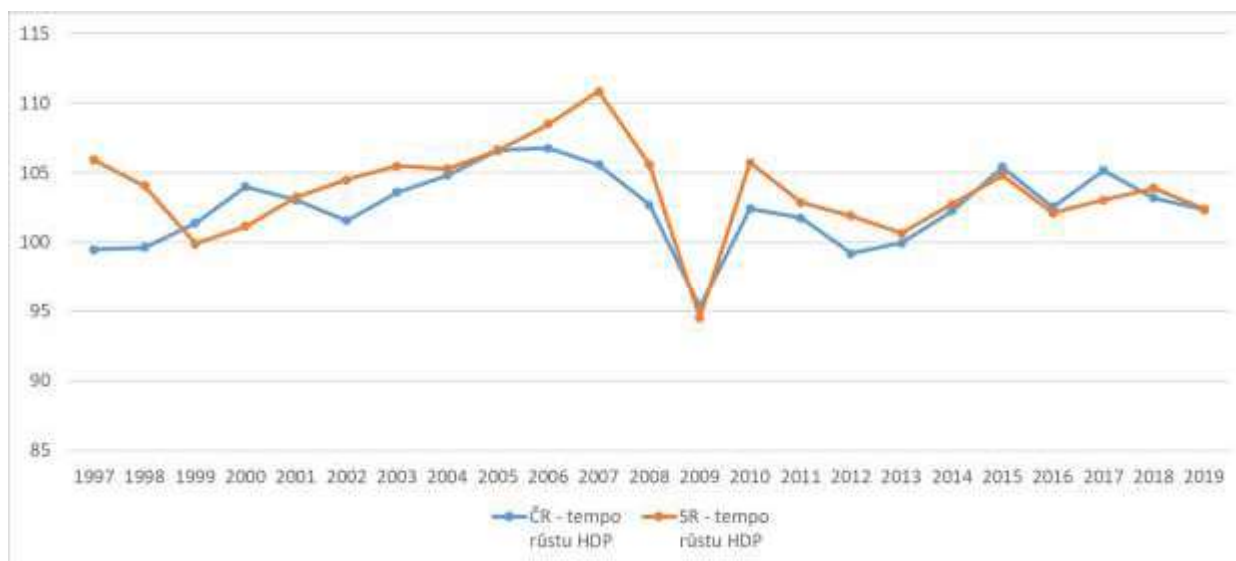
Tabulka č. 1: Indexy růstu reálného HDP

Rok	ČR	SR	Rok	ČR	SR	Rok	ČR	SR
1997	99,48	105,93	2005	106,60	106,62	2013	99,95	100,67
1998	99,64	104,08	2006	106,77	108,49	2014	102,26	102,75
1999	101,38	99,89	2007	105,57	110,83	2015	105,39	104,82
2000	104,00	101,17	2008	102,69	105,57	2016	102,54	102,12
2001	103,04	103,25	2009	95,34	94,54	2017	105,17	103,05
2002	101,57	104,51	2010	102,43	105,72	2018	103,18	103,90
2003	103,58	105,50	2011	101,76	102,86	2019	102,34	102,40
2004	104,81	105,28	2012	99,22	101,90	2020		

Zdroj: Databáze národních účtů ČSÚ a ŠÚSR.

¹ Databáze národních účtů. Český statistický úřad. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocnkavyber.makroek_prod

² Národné účty. Štatistický úrad Slovenskej republiky. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: <http://statdat.statistics.sk/cognosext/cgi-bin/cognos.cgi>

Obrázek č. 1: Porovnání indexů růstu reálného HDP v ČR a SR

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat Českého statistického úřadu a Štatistického úřadu Slovenskej republiky.

2 Kvantitativní přístup k analýze a prognózování časových řad

V další části příspěvku budeme vycházet z empirických dat, která budou zpracována statistickými ekonometrickými nástroji. K analýze budou využity časové řady zmíněných poměrových ukazatelů, jako jsou index růstu reálného HDP a index podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu trestných činů. Následně budou časové řady pro Českou republiku a Slovenskou republiku porovnány. Vzhledem ke skutečnosti, že časové řady obsahují cyklickou i náhodnou složku, je nutné použít některou z metod identifikace trendu časové řady. K tomu budou použity ekonometrické metody, jako jsou metoda exponenciálního vyrovnávání patřící mezi regresní metody a Hodrickův a Prescottův filtr patřící do skupiny statistických filtrů.

2.1 Rozklad časové řady na trendovou a cyklickou složku

Použití statistických metod k rozkladu časové řady vychází z předpokladu, že je tvořena trendovou, cyklickou, sezonní a náhodnou složkou. Trend časové řady odráží její dlouhodobý vývoj. Cyklická složka znamená nepravidelné periodické kolísání hodnot okolo trendu, jehož délka je delší než rok. Sezonní složka časové řady spočívá v pravidelném periodickém kolísání hodnot okolo trendu, které je způsobeno sezonními vlivy uvnitř kalendářního roku. Vztah mezi těmito složkami může být buď aditivní, nebo multiplikativní.³ V případě použití ročních dat je

³ ROJÍČEK, Marek et al. Makroekonomická analýza: teorie a praxe. První vydání. Praha: Grada Publishing, 2016, s. 21-22.

možné projevy sezonní složky zanedbat a časové řady rozložit na trendovou a zbytkovou (cyklickou a náhodnou) složku.

2.2 Metoda exponenciálního vyrovnávání

Cílem je identifikovat model vyhlazovací křivky, která následně umožní prognózování časové řady. Při aproximaci průběhu měřené veličiny y o velikosti N vzorků exponenciálním modelem se snažíme nalézt parametry regresní (exponenciální) funkce $f(x)$, která je popsána následující rovnicí

$$f(x) = a + b \cdot e^{c \cdot x}, \quad (2)$$

kde parametr a vyjadřuje posunutí funkce po vertikální ose, parametr b hodnotu exponenciální části funkce v bodu $x = 0$ a parametr c (v exponentu) vyjadřuje strmost, s jakou funkce klesá, či stoupá, v závislosti na znaménku parametru c . Hledané parametry aproximační funkce pak musí splňovat podmínku minima součtu čtverců (chybové funkce) podle rovnice (3).

$$ERR = \min \left\{ \sum_{i=1}^N (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i)^2 \right\} \quad (3)$$

Nalezení minima chybové funkce 3 proměnných (a , b , c) lze převést na hledání 3 chybových funkcí o 1 proměnné s využitím parciálních derivací podle jednotlivých proměnných a , b , c . Provedením parciálních derivací získáme systém 3 nelineárních rovnic o 3 neznámých, který lze řešit postupným zpřesňováním výsledků podle rovnic (7) až (9) gradientní metodou anebo linearizací (zlogaritmováním vstupních dat) po nalezení správné hodnoty parametru a .

$$\frac{\partial}{\partial a} \sum_{i=1}^N (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i)^2 = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial}{\partial b} \sum_{i=1}^N (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i)^2 = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial}{\partial c} \sum_{i=1}^N (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i)^2 = 0 \quad (6)$$

$$a_{k+1} = a_k + \Delta a \cdot \sum_{i=1}^N 2 \cdot (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i) \cdot 1 \quad (7)$$

$$b_{k+1} = b_k + \Delta b \cdot \sum_{i=1}^N 2 \cdot (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i) \cdot e^{c \cdot x_i} \quad (8)$$

$$c_{k+1} = c_k + \Delta c \cdot \sum_{i=1}^N 2 \cdot (a + b \cdot e^{c \cdot x_i} - y_i) \cdot b \cdot e^{c \cdot x_i} \cdot x_i \quad (9)$$

2.3 Metoda statistické filtrace (Hodrick-Prescott filtr)

Nejznámější jednorozměrnou filtrovací technikou je tzv. Hodrickův a Prescottův filtr, který byl autory konstruován právě pro měření hospodářského cyklu⁴. Tento matematický nástroj je v ekonometrii často používán k odstranění cyklické složky z časové řady a získání vyhlazené trendové složky. Jedná se o nekauzální filtr, neboť výsledky, které produkuje (na rozdíl od filtru klouzavých průměrů) jsou závislé i na budoucích datech. Výpočet hodnot na výstupu filtru je proveden podle vzorce

$$\mathbf{y} = [\mathbf{I} + \lambda \cdot \mathbf{K}^T \mathbf{K}]^{-1} \cdot \mathbf{x} \quad (10)$$

kde parametry ve vzorci znamenají:

x – vstupní sloupcový datový vektor délky N (vektor pozorování)

y – výstupní sloupcový datový vektor délky N (trendová složka vektoru pozorování)

λ – koeficient vyhlazení vstupních dat

I – čtvercová jednotková matice rozměru $N \times N$

K – matice rozměru $(N - 2) \times N$

$$K = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & 0 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 1 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -2 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & -2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & 1 & -2 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & 0 & 1 & -2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & \ddots & 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$$

Jednotlivé řádky matice K korespondují s formulací minimalizační úlohy (11),

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^N (x_i - y_i)^2 + \lambda \sum_{i=2}^{N-1} (y_{i-1} - 2y_i + y_{i+1})^2 \right\} \quad (11)$$

která na pravé straně obsahuje druhou diferenci trendové složky y .

⁴ Hodrick, Robert; Prescott, Edward C. (1997). „Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 29 (1): 1–16.

$$\Delta^2 y_k = (y_{k+1} - y_k) - (y_k - y_{k-1}) = 1 \cdot y_{k-1} - 2 \cdot y_k + 1 \cdot y_{k+1} \quad (12)$$

Filtr je jednoduchý na výpočet, ale náročný na vstupní data v případě kvartálních hodnot HDP, kdy je nutné zohlednit i existenci sezonní složky. Tato ekonometrická metoda při zvolené konstantě λ vyrovnává hodnoty časové řady a rozkládá ji na trendovou a cyklickou složku.⁵

3 Aplikace ekonometrických metod na empirická data hospodářského cyklu a hospodářské trestné činnosti

3.1 Vývoj hospodářské trestné činnosti v SR

K identifikaci trendové křivky vývoje podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů v SR za období let 1997-2019 byla použita metoda exponenciálního vyrovnávání. Data pro výpočet modelu jsou uvedena v následující tabulce.

Tabulka č. 2: Podíl hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu trestných činů v SR

Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]	Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]	Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]
1997	92 395	4 716	5,10	2005	123 563	19 245	15,58	2013	89 677	19 218	21,43
1998	93 859	4 913	5,23	2006	115 151	19 167	16,65	2014	81 245	17 450	21,48
1999	94 016	5 902	6,28	2007	110 802	17 895	16,15	2015	73 163	15 661	21,41
2000	88 816	6 686	7,53	2008	104 759	16 974	16,20	2016	69 635	14 895	21,39
2001	93 053	7 448	8,00	2009	104 905	19 518	18,61	2017	66 215	14 460	21,84
2002	107 370	14 446	13,45	2010	95 252	16 781	17,62	2018	61 392	13 515	22,01
2003	111 892	14 862	13,28	2011	92 873	18 145	19,54	2019	58 829	13 326	22,65
2004	131 244	16 414	12,51	2012	90 351	16 681	18,46				

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat MV SR.⁶

Vypočtené parametry trendové křivky (exponenciální funkce) $f(x) = a + b \cdot e^{c \cdot x}$ jsou následující: $a = 26,350$, $b = -22,534$, $c = -0,082$. Trendová křivka je znázorněna na následujícím obrázku. Průběh křivky směřuje k horní asymptotě, jejíž hodnota je totožná s vypočteným parametrem $a = 26,35$.

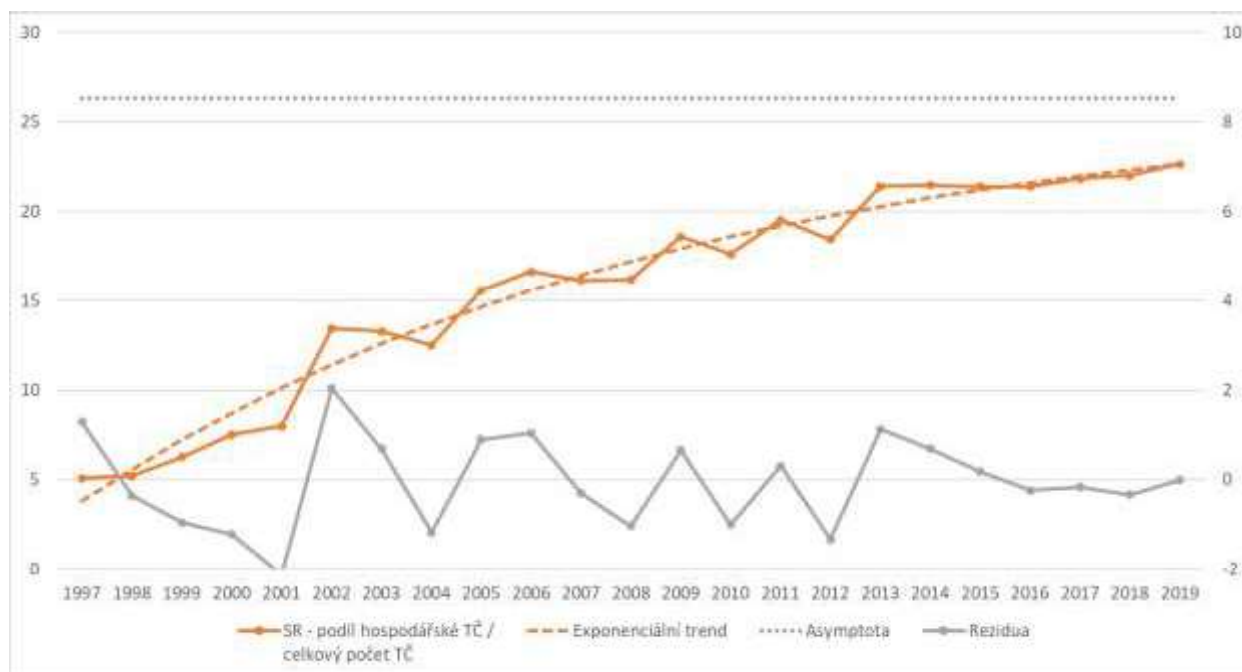
Na základě takto formulovaného modelu lze učinit závěr, že vývoj podílu hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu trestných činů v SR má dlouhodobě rostoucí exponenciálně tlumený trend s horní asymptotou 26,35 % podílu na celkovém počtu registrovaných trestných

⁵ ROJÍČEK, Marek et al. Makroekonomická analýza: teorie a praxe. První vydání. Praha: Grada Publishing, 2016, s. 21-22.

⁶ Ministerstvo vnútra Slovenskej republiky. Štatistika kriminality v Slovenskej republike. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: <https://www.minv.sk/?statistika-kriminality-v-slovenskej-republike-za-roky-1997-az-2008-1>

činů. Průběh trendové křivky je zobrazen na následujícím obrázku. Vývoj cyklické (zbytkové) složky je zobrazen na vedlejší ose (na pravé straně). Je zřejmé, že rezidua se postupem času zmenšují a že se ustálila na hodnotě blízké nule.

Obrázek č. 2: Trend podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu TČ v SR



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat MV SROV.

3.2 Vývoj hospodářské trestné činnosti v ČR

V případě podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů v ČR za stejné období let 1997–2019 byla použita totožná metoda. Data pro výpočet modelu jsou uvedena v následující tabulce.

Tabulka č. 3: Podíl hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu trestných činů v ČR

Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]	Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]	Rok	Počet TČ	Počet HTČ	Podíl HTČ [%]
1997	403 654	30 156	7,47	2005	344 060	43 882	12,75	2013	325 366	30 376	9,34
1998	425 930	36 031	8,46	2006	336 446	39 473	11,73	2014	288 660	30 731	10,65
1999	426 626	42 907	10,06	2007	357 391	37 981	10,63	2015	247 628	30 616	12,36
2000	391 496	37 632	9,61	2008	343 799	32 474	9,45	2016	218 162	28 306	12,97
2001	358 577	35 262	9,83	2009	332 829	29 774	8,95	2017	202 303	26 294	13,00
2002	372 341	40 213	10,80	2010	313 387	28 371	9,05	2018	192 405	24 837	12,91
2003	357 740	31 451	8,79	2011	317 177	28 216	8,90	2019	199 221	24 589	12,34
2004	351 629	33 464	9,52	2012	304 528	27 633	9,07				

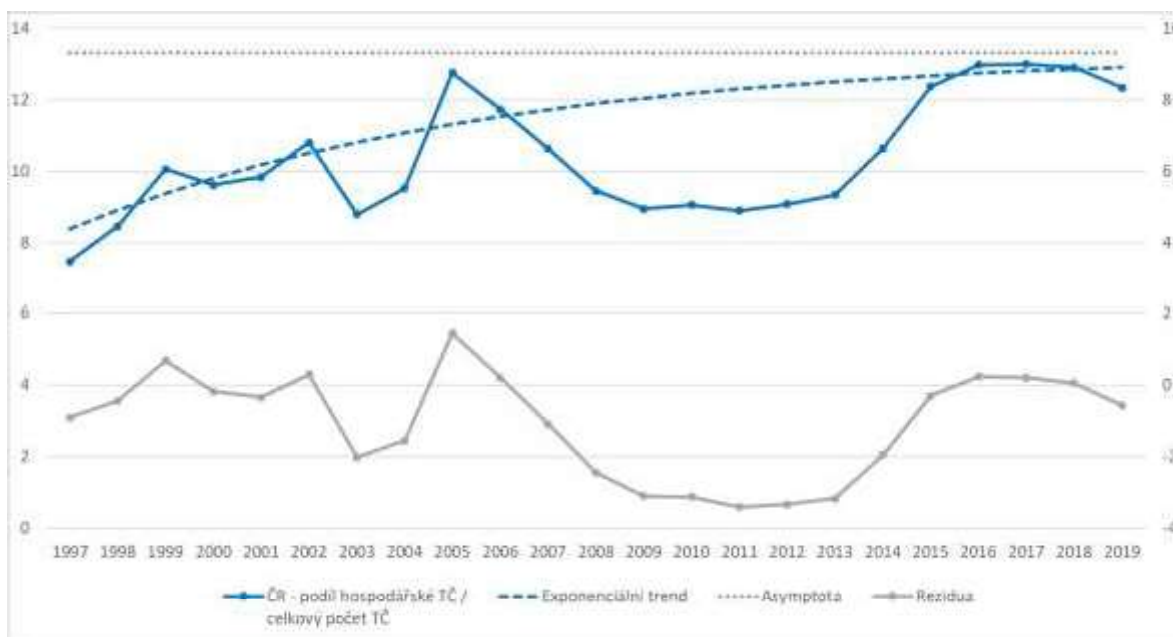
Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat Policie ČR.⁷

Vypočtené parametry trendové křivky (exponenciální funkce) $f(x) = a + b \cdot e^{c \cdot x}$ jsou následující: $a = 13,320$, $b = -4,939$, $c = -0,113$. Trendová křivka je znázorněna na následujícím obrázku. Průběh křivky směřuje k horní asymptotě, jejíž hodnota je totožná s vypočteným parametrem $a = 13,32\%$. Na základě takto formulovaného modelu lze učinit závěr, že vývoj podílu hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu trestných činů v ČR má exponenciálně tlumený trend narušený cyklickou složkou. Horní mez podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů dosahuje hodnoty $13,32\%$.

Z následujícího obrázku je zřejmé, že se o exponenciální trend na první pohled nejedná. K výpočtu trendové křivky exponenciálního modelu bylo přistoupeno až na základě srovnání s daty SR. Výpočet začal konvergovat, až když byla odstraněna data narušující exponenciální trend (propad v letech 2008–2014). Teprve pak se výsledek ustálil na uvedených hodnotách.

⁷ Policie České republiky. Statistické přehledy kriminality. [online]. [cit. 2020-05-12]. Dostupné z: <https://www.policie.cz/statistiky-kriminalita.aspx>

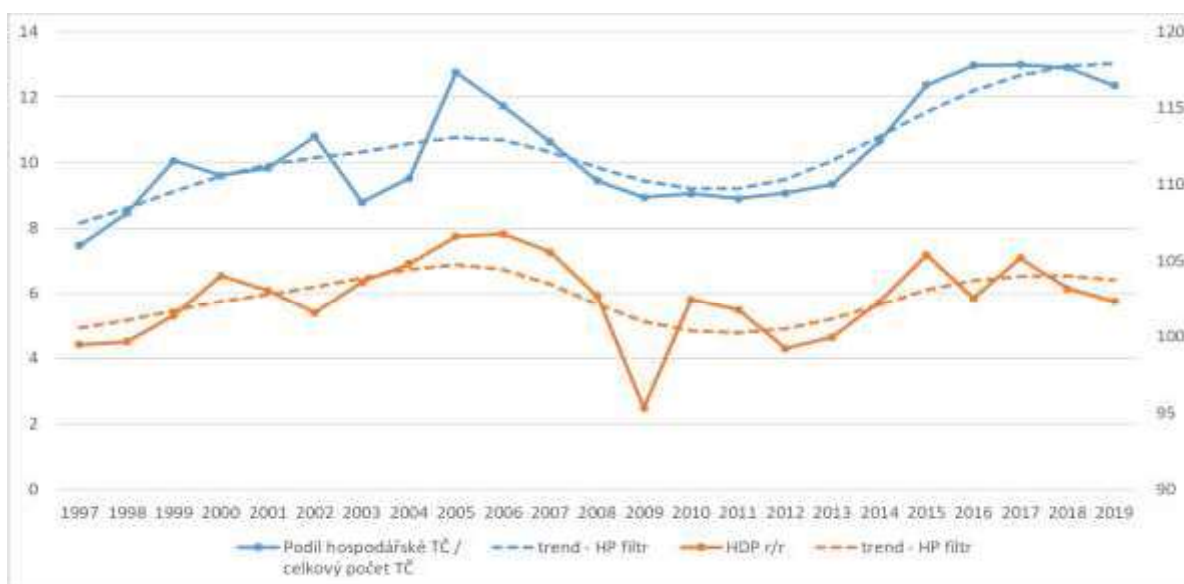
Obrázek č. 3: Trend podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu TČ v ČR



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat Policie ČR.

Následně byl trend podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu TČ v ČR porovnán s vývojem indexu růstu reálného HDP (na vedlejší pravé ose). K výpočtu trendové složky bylo použito výše popsaného Hodrick-Prescott filtru s hodnotou vyhlazovacího parametru $\lambda = 10$.

Obrázek č. 4: Růst reálného HDP vs. podíl hospodářských TČ/celkový počet TČ v ČR



Zdroj: Vlastní výpočet trendových křivek na základě filtrovaných dat Českého statistického úřadu a Policie ČR.

Použitím statistických filtrů byly vyhlazeny 2 časové řady, a to 1) podíl hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů v ČR za období 1997 až 2019 a 2) index růstu reálného HDP. Vztah mezi uvedenými časovými řadami je možné kvantifikovat Pearsonovým korelačním koeficientem podle následujícího vzorce.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}} \quad (13)$$

Hodnota korelačního koeficientu mezi časovými řadami dvou poměrových ukazatelů, tj. indexem růstu reálného HDP a podílu počtu hospodářských trestných činů proti celkovému počtu trestných činů (v sledovaném období 1997 až 2019) činí 0,585 a pohybuje se tak v pásmu střední kladné korelace.

Po extrakci trendových složek z uvedených časových řad je možné kvantifikovat vztah mezi časovými řadami přesněji (bez vlivu cyklických složek na výsledek). Hodnota korelačního koeficientu mezi trendovými složkami časových řad indexu růstu reálného HDP a podílu počtu hospodářských trestných činů proti celkovému počtu trestných činů (v sledovaném období 1997 až 2019) činí po očištění 0,715 a pohybuje se v pásmu silné kladné korelace.

Závěr

Cílem předkládaného příspěvku bylo odpovědět na otázku, zda existuje vazba mezi trendy vývoje hospodářského cyklu České republiky a vývojem hospodářské trestné činnosti a dále navrhnout metodu umožňující průběh této vazby popsat a kvantifikovat. V kapitole 2 byly popsány vhodné metody kvantitativní analýzy časových řad umožňující prognózování. V kapitole 3 byly tyto metody aplikovány na empirická data vyjádřená časovými řadami vypočtených poměrových ukazatelů podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů v ČR a SR za období 1997 až 2019 a indexu meziročního růstu reálného HDP.

Výsledkem práce je funkční návrh metody umožňující predikovat horní mez podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů a dále návrh statistického filtru a odpovídajícího vyhlazovacího koeficientu sloužícího k extrakci trendových složek pozorovaných časových řad. Použitím statistických filtrů byl tak získán přesnější výsledek korelačního koeficientu a došlo k významnému posunu interpretace tohoto výsledku (z pásma střední kladné korelace do pásma silné kladné korelace). Z rozdílu mezi hodnotami korelačních koeficientů vyplývá, že nekritickým převzetím výsledků vypočtených

z neočištěných časových řad, může dojít k významnému zkreslení pohledu na vývoj sledovaného ukazatele. Extrakcí trendových složek z časových řad je tak možno získat přesnější pohled na hodnocení dlouhodobého vývoje sledovaného kriminologického jevu.

Výsledkem empirického šetření je zjištění, že v případě ČR se s tempem růstu reálného HDP v silné vazbě a ve stejném směru mění i podíl zjištěných hospodářských trestných činů na celkovém počtu evidovaných trestných činů. V případě SR však žádná taková vazba zjištěna nebyla. Naopak vývoj podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu trestných činů má nerušený dlouhodobě rostoucí exponenciálně tlumený trend s horní asymptotou 26,3 % podílu na celkovém počtu registrovaných trestných činů.

Oproti tomu v případě ČR byl tento trend opakovaně vrácen zpět před dosažením asymptoty 13,3 % podílu hospodářských trestných činů na celkovém počtu registrovaných trestných činů, což by mohlo nasvědčovat přesunu určité hospodářské trestné činnosti do její latentní formy anebo oslabení vyhledávací činnosti na straně orgánů činných v trestním řízení.

Komparací rozporných výsledků získaných ze statistik ČR a SR vzniká otázka, jak interpretovat uvedené rozdíly. Z plynulého vývoje časové řady na případu SR (viz obr. 2) je vidět, že do tohoto vývoje není zasahováno a hodnota se postupně přibližuje k ustálenému stavu 26,3 % podílu hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu registrovaných trestných činů. Tento odhadovaný podíl je přitom dvojnásobkem odhadovaného 13,3% podílu v ČR a nebyl ovlivněn hospodářskými cykly, které v případě SR měly obdobný průběh jako v ČR (viz obr. 1). Vzhledem k propojenosti obou ekonomik a společné minulosti nelze usuzovat, že by na vývoj hospodářské trestné činnosti dopadaly v SR významně jiné faktory, než je tomu v ČR.

Nabízí se tedy odpověď, že Slovenská republika je v boji proti hospodářské trestné činnosti aktivnější, čemuž nasvědčuje i vyšší kriminalizace určitých druhů hospodářské trestné činnosti v porovnání s ČR. Například k naplnění znaků trestného činu nezaplacení daně podle § 278 trestního zákona SR dojde pouhým nezaplacením splatné daně ve větším rozsahu (2 660 EUR), což v ČR trestným činem není. Naopak novelou trestního zákoníku ČR účinnou od 1. 10. 2020 byla v ČR hranice škody většího rozsahu posunuta na dvojnásobek (100 000 Kč) mimo jiné i pro trestný čin zkrácení daně, kde zákon k naplnění znaků vyžaduje, aby pachatel zatajil anebo v rozporu se skutečností předstíral některé okolnosti odůvodňující vznik nebo výši daně. Je proto třeba brát v úvahu, že dekriminalizace daňových deliktů může v budoucnu zkreslovat (snižovat) podíl hospodářské trestné činnosti na celkovém počtu trestných činů v ČR, dokonce i při zvýšení negativních dopadů latentní hospodářské kriminality do národního hospodářství.

Literatura

- [1] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Databáze národních účtů*. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocnkavyber.makroek_prod
- [2] HODRICK, Robert and Edward C. PRESCOTT. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1997.29 (1): 1–16.
- [3] MINISTERSTVO VNÚTRA SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *Štatistika kriminality v Slovenskej republike*. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: <https://www.minv.sk/?statistika-kriminality-v-slovenskej-republike-za-roky-1997-az-2008-1>.
- [4] POLICIE ČESKÉ REPUBLIKY. *Statistické přehledy kriminality*. [online]. [cit. 2020-05-12]. Dostupné z: <https://www.policie.cz/statistiky-kriminalita.aspx>
- [5] ROJÍČEK, Marek et al. *Makroekonomická analýza: teorie a praxe*. První vydání. Praha: Grada Publishing, 2016. 543 s. ISBN 978-80-247-5858-9.
- [6] ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *Národné účty*. [online]. [cit. 2020-10-01]. Dostupné z: <http://statdat.statistics.sk/cognosext/cgi-bin/cognos.cgi>

Kontakt

Mgr. Ing. Viliam Štulíř
Vysoká škola finanční a správní, a.s.
Estonská 500
101 00 Praha 10
Česká republika
33048@mail.vsfs.cz