

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ FAKULTA

Obor: Ekonomická analýza



Potenciál legalizace konopí v České republice

diplomová práce

Autor: Bc. Jana Holá

Vedoucí práce: Mgr. Ing. Dominik Stroukal

Rok: 2015

Prohlašuji na svou čest, že jsem diplomovou práci vypracovala samostatně a s použitím uvedené literatury.

Jana Holá

V Praze, dne 4. 1. 2016

Poděkování

Mé poděkování patří především mému vedoucímu práce Mgr. Ing. Dominiku Stroukalovi za jeho přístup a podnětné připomínky.

Abstrakt

V této práci je zkoumán vliv užívání konopí na míru kriminality. Je využito přirozeného experimentu legalizace konopí v Coloradu 1. 1. 2014. Metodou difference-in-differences je srovnáván Denver s Filadelfií, kde legalizace neproběhla. Je pracováno s měsíčními panelovými daty za období 2006 – 2014. Hypotéza této práce představuje pozitivní závislost mezi užíváním konopí a mírou kriminality. Z výsledků regresní analýzy plyne, že po legalizaci konopí klesly v Denveru meziměsíční rozdíly v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel o 11,83 jednotek a meziměsíční rozdíly v počtu násilných trestných činů na 100 000 obyvatel se zvýšily o 0,67 jednotek. Nárůst násilných činů potvrdil hypotézu této práce, u celkové kriminality však tato hypotéza potvrzena nebyla. Po aplikaci těchto výsledků na Českou republiku je předpokládán podobný efekt případné legalizace na míru kriminality i v České republice. Z diskuze navíc plyne, že by Česká republika mohla nastavit vyšší sazbu daně než Colorado a pokud by prostředky získané případnou legalizací byly vhodně alokovány ve společnosti, efekt legalizace konopí na míru násilné kriminality by to mohlo zvrátit a její nárůst by mohl být méně výrazný nebo téměř žádný.

Klíčová slova

Ekonomie kriminality, legalizace konopí

JEL klasifikace

I18, K14, K42

Abstract

The main aim of the thesis is to verify the correlation between cannabis use and the crime rate in accordance with the legalization of marijuana in Colorado 1. 1. 2014. Method difference-in-differences is used to analyze this problem by comparing Denver with Philadelphia. Philadelphia is the control group because legalization did not occur there. Panel data in monthly intervals for the period 2006 – 2014 are used. The hypothesis in this thesis is a positive correlation between cannabis use and crime rates. The results of the regression analysis show that differences in number of all offenses per 100 000 inhabitants decreased by 11.83 units and differences in number of violent crimes per 100 000 inhabitants increased by 0.67 units after legalization of cannabis. Increase of violent crimes verified the hypothesis. However the hypothesis wasn't verified in case of all offenses. The Czech Republic is supposed to be similarly affected by eventual legalization of cannabis, which follows from an applying the results to the Czech Republic. In addition, the discussion shows that the Czech Republic could set a higher tax rate for cannabis than Colorado. If the funds gained from eventual legalization of cannabis in Czech Republic had been allocated properly in society, an increase of violent crimes could be lower.

Key words

Economics of criminal behavior, cannabis legalization

JEL classification

I18, K14, K42

OBSAH

Úvod.....	1
1. Teoretický rámec	3
1.1 Poptávka po drogách	3
1.2 Nabídka a ceny drog.....	5
1.3 Ekonomická teorie ilegálních drog	6
1.4 Protidrogová politika v ČR	10
1.5 Konopí a kriminalita.....	13
2. Hypotéza a model	16
2.1 Teoretický model.....	16
2.2 Kontrolní proměnné	17
2.2.1 Míra nezaměstnanosti.....	17
2.2.2 Teplota vzduchu	18
2.2.3 Pracovní síla	18
2.2.4 Příjem	19
2.2.5 Index ekonomických podmínek	19
2.2.6 Ekonomická krize	19
2.3 Ekonometrický model	20
3. Data.....	25
3.1 Metody očištění dat	28
4. Odhady a interpretace modelu	29
4.1 Kvantifikace modelu	29
4.2 Verifikace modelu	32
4.2.1 Ekonometrická verifikace modelu.....	32
4.2.2 Statistická a ekonomická verifikace	35
4.3 Odlišná specifikace modelu	36
4.3.1 Ekonometrická verifikace modelu.....	37
4.3.2 Statistická verifikace modelu	39
4.3.3 Ekonomická verifikace modelu - difference.....	43

4.4	Interpretace modelů	45
5.	Diskuze	49
5.1	Porovnání kontrolních proměnných	49
5.2	Potenciál zdanění konopí	54
	Závěr	59
	Použitá literatura	61
	Přílohy	

ÚVOD

Colorado se 1. 1. 2014 zapsalo do historie jako první americký stát, který na základě referenda legalizoval prodej konopí pro rekreační účely lidem starším 21 let. Jeho obyvatelé mohou konopí rovněž sami pěstovat. Zastánci legalizace chválí strategii, jakou stát zvolil po neúspěšné válce proti drogám, odpůrci se naopak obávají, že tento krok povede k vážným zdravotním a sociálním problémům a k nárůstu kriminality. Tato práce bude zkoumat problematiku vlivu legalizace konopí na celkovou, násilnou a majetkovou kriminalitu za pomoci ekonomie kriminality a ilegálních drog, které vešly do povědomí ekonomů díky Gary S. Beckerovi, jehož studie budou teoretickým základem této práce.

Základní hypotézou práce je, že míra kriminality je pozitivně závislá na užívání konopí. Nelze však s jistotou tvrdit, že je tento vztah čistě kauzální (mezi mírou kriminality a užíváním konopí se může vyskytovat oboustranná závislost). Proto bude využito přirozeného experimentu, kterým je legalizace konopí v Coloradu, k tomu, aby byla vyloučena možnost endogenity mezi těmito dvěma proměnnými a byl určen jednostranný kauzální vztah. Bude k tomu použita metoda difference-in-differences, přičemž testovanou skupinu bude představovat město Denver (Colorado) a kontrolní skupinu město Filadelfie (Pensylvánie), kde legalizace neproběhla. Budou použita panelová data v měsíčních intervalech za období 2006 – 2014.

Vysvětlovanými proměnnými budou míra celkové, násilné a majetkové kriminality, vysvětlující proměnné bude představovat *Den*, *after*, *Den*after* (dummy proměnné používané pro metodu difference-in-differences), míra nezaměstnanosti, průměrná teplota vzduchu, procento ekonomicky aktivního obyvatelstva v populaci, průměrný příjem, index ekonomických podmínek vyjadřující ekonomický růst a dummy proměnná pro ekonomickou krizi.

První kapitola se věnuje modelům poptávky a nabídky drog, poté je prezentován Beckerův model ekonomické teorie ilegálních drog. Následně je stručně představena protidrogová politika České republiky a její financování. V neposlední řadě je v teoretické části řešena problematika vztahu konopí a kriminality, což je hlavním pilířem ekonometrické analýzy této práce.

Ve druhé kapitole jsou na základě poznatků z teoretické části specifikovány teoretické a následně ekonometrické modely, přičemž jsou jednotlivé kontrolní

proměnné v modelech detailněji popsány a je zdůvodněno jejich zahrnutí do modelu. Na základě teorie je rovněž stanoven předpoklad závislosti jednotlivých proměnných na míře kriminality. Taktéž je ověřena podmínka použití metody difference-in-differences týkající se podobných trendů v testované a kontrolní skupině.

Třetí kapitola se detailněji zabývá daty a metodami jejich očišťování pro účely této práce.

Další kapitola se již věnuje samotné kvantifikaci modelů, jsou zde odhadovány tři modely – pro celkovou, násilnou a majetkovou kriminalitu. Následně jsou modely ověřovány pomocí ekonometrické, statistické a ekonomické verifikace. Jelikož tyto modely nesplňují požadavky ekonometrické verifikace, jsou následně odlišně specifikovány, znovu odhadnuty a ověřovány. Následuje interpretace jejich výsledků.

Poslední kapitola se zabývá aplikací odhadnutých modelů na Českou republiku, je zde tedy diskutován případný efekt legalizace konopí v České republice za využití daných teoretických poznatků a výsledků regresní analýzy. Rovněž je v této kapitole diskutováno případné efektivní zdanění konopí a potenciál využití těchto peněz v ekonomice.

1. TEORETICKÝ RÁMEC

V rámci teorie jsou v práci nejprve stručně představeny modely poptávky a nabídky drog, poté je prezentován Beckerův model ekonomické teorie ilegálních drog. Následně je stručně představena protidrogová politika České republiky a její financování. Z těchto teoretických konceptů bude vycházet závěrečná diskuze, která se pokusí vztáhnout výsledky ekonometrické regrese na Českou republiku a diskutovat tak případnou legalizaci v České republice a potenciál využití prostředků získaných případnou legalizací v ekonomice.

Následně je v teoretické části řešena problematika vztahu konopí a kriminality, což představuje hlavní pilíř ekonometrické analýzy této práce.

1.1 POPTÁVKA PO DROGÁCH

Zásadní studie definující poptávku z ekonomického hlediska je Teorie racionální závislosti od Garyho S. Beckera. Dle Beckera (1988) všichni lidé, včetně drogově závislých, jednají racionálně a maximalizují svůj užitek tím, že reagují na změnu ceny. Dřívější studie předpokládaly velkou neelasticitu poptávky a nebral se v úvahu předpoklad racionality.

Becker (1988) prokázal, že stálý stav spotřeby není stabilní, pokud jedinec vykazuje vysoký stupeň závislosti (tj. pokud existuje silná komplementarita mezi minulou a současnou spotřebou). Ne všichni uživatelé drog jsou však závislí. Becker ukazuje, že čím více jedinec diskontuje budoucí užitek, s tím větší pravděpodobností se u něho projeví závislost. Další faktory ovlivňující vznik závislosti jsou například výše příjmu, stresující události stimulující poptávku či výše cen drog. Následně je odvozeno, že dlouhodobá poptávka po návykových drogách inklinuje k vyšší elasticitě než dlouhodobá poptávka u ostatních drog.

Dle Beckera a Murphyho (1991) lze užitkovou funkci popsat následovně:

$$U(t) = u[c(t), S(t), y(t)], \quad (1)$$

kde $U(t)$ – užitek

$c(t)$ – spotřeba návykových drog

$y(t)$ – spotřeba ostatních drog

$S(t)$ – „závislostní kapitál“ skládající se z předchozího užívání drogy, osobních charakteristik a emocionálních událostí.

Zároveň platí:

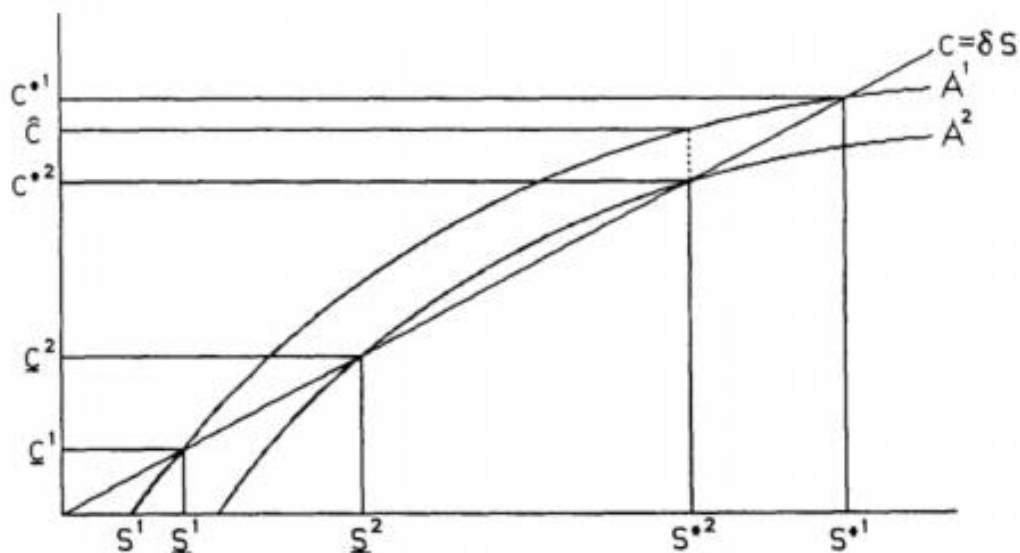
$$\frac{\partial U}{\partial S} < 0, \quad (2)$$

což znamená, že čím vyšší je hodnota předchozího užívání drogy, tím nižší bude současný užitek (tj. výše parametru $c(t)$ negativně ovlivňuje parametr $U(t+1)$). Současné chování jedince má tedy vliv na jeho budoucí užitek. Zároveň zde proti sobě působí dva efekty: tolerance a tzv. zesílení (reinforcement). Tolerance znamená nižší užitek z drogy při stejném množství z důvodu minulé spotřeby. Zesílení představuje touhu po spotřebě drogy vyvolanou minulou spotřebou.

Graf na obr. 1 demonstruje vztah mezi parametry $c(t)$ a $S(t)$ daný křivkami A^1 a A^2 . Přímka $c=\delta S$ (kde δ představuje depreciaci „závislostního kapitálu“) znázorňuje všechny rovnovážné body, kde c a S jsou v čase konstantní. V průsečících křivky A^2 a přímky $c=\delta S$ se tedy spotřeba jedince nemění. Pokud se jedinec nachází v nerovnovážném bodě nad přímkou $c=\delta S$, zvyšuje se postupně jeho spotřeba až do bodů S^{*2} , případně S^{*1} .

Jestliže se však nachází v nerovnovážném bodě pod přímkou $c=\delta S$, jeho spotřeba postupně klesá a zastaví se buď v bodě $c=0$ nebo v bodech S^{*2} , případně S^{*1} . Pokud tedy v životě jedince nastane tak významná událost (například nalezení životního partnera), která sníží jeho „závislostní kapitál“ natolik, že se na křivce A^2 posune až pod bod S^2 , podle Beckera (1991) je velmi pravděpodobné, že tento uživatel přestane drogu užívat úplně. Pokud ale událost nebude natolik silná a posune jedince po křivce A^2 pouze mezi body S^2 a S^{*2} , jeho „závislostní kapitál“ se bude opět navyšovat až do bodu S^{*2} . Pokud dojde ke zvýšení ceny drogy, přesune se jedinec na vyšší křivku A^1 . Jeho spotřeba se tedy v čase $t=0$ zvýší z C^{*2} na $\hat{C}$, díky čemuž se zvýší jeho závislostní kapitál, který nadále zvyšuje spotřebu, dokud se jedinec neustálí v novém rovnovážném stavu (C^{*1} , S^{*1}). Proto je cenová elasticita

dlouhodobé poptávky vyšší než u krátkodobé poptávky. Becker (1991) z tohoto odvozuje závěr, že pokud dojde ke snížení ceny (například díky legalizaci drogy), výrazně by se zvýšil počet uživatelů a závislých jedinců.

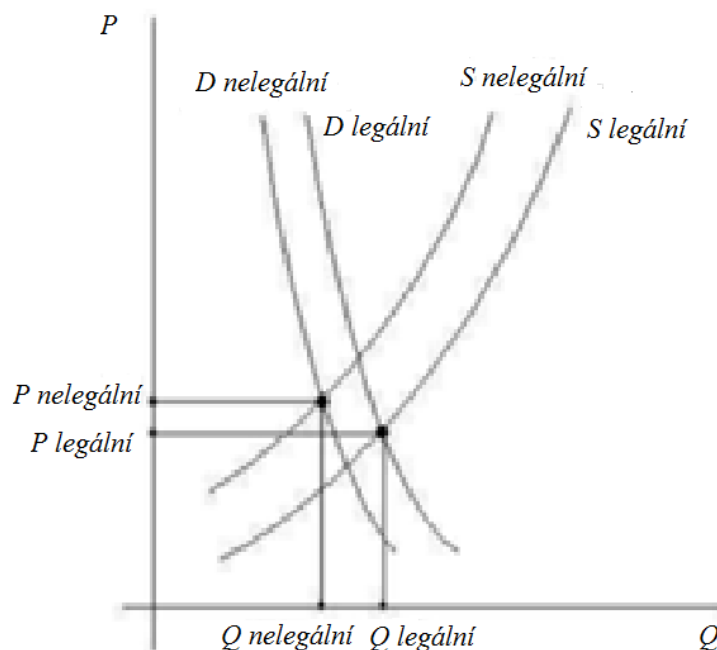


Obrázek 1 – vztah mezi parametry $c(t)$ a $S(t)$.

Zdroj – Becker (1988).

1.2 NABÍDKA A CENY DROG

Hlavním rysem nabídkové strany drogových trhů je dle Miron a Zwiebla (1995) posun nabídkové křivky směrem nahoru, což je způsobeno růstem nákladů souvisejících s rizikem uvěznění a nemožností obrátit se na soudy v případě vymáhání sporů. Poptávková křivka se posune směrem dolů, tento posun však bude menší než posun u nabídkové křivky, jelikož rizika spotřebitele (nezjistitelná kvalita produktu, riziko pokuty nebo zatčení) nejsou tak vysoká. Pokud nebude poptávka výrazně elastičtější než nabídka, ceny na nelegálních trzích budou dle Běláčkové (2007) vždy vyšší než na trzích legálních (obr. 2). Lee (2003) tvrdí, že nelegální trhy se totiž vyznačují zejména existencí vysokých transakčních nákladů, které se účastníci drogových trhů snaží snížit například nižší frekvencí transakcí – čelí tak nižší pravděpodobnosti zatčení.



Obrázek 2 – vztah cen drog na legálním a nelegálním trhu.

Zdroj – Běláčková (2007).

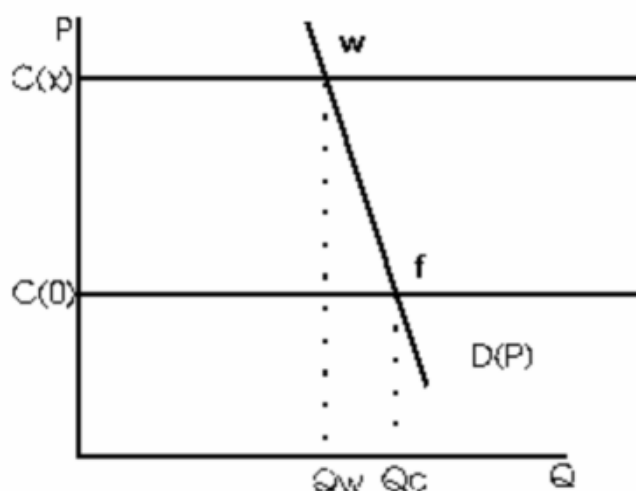
1.3 EKONOMICKÁ TEORIE ILEGÁLNÍCH DROG

Becker (2004) se ve své studii zaměřuje především na pozitivní a normativní účinky trestů za produkci a spotřebu ilegálních drog. Dále porovnává produkci a ceny drog za předpokladu jejich legality a zdanění s produkcí a cenami v případě ilegálního prodeje.

Na modelu trhu nelegálních drog jsou diskutovány účinky výdajů vlády na prosazování zákona. Becker (2004) předpokládá, že poptávka po drogách je závislá na výši trestu pro uživatele drog a na tržní ceně drog, která se odvíjí od výše trestu pro obchodníky s drogami. Při předpokladu kompetitivního drogového průmyslu s konstantními jednotkovými náklady $c(E)$, kde E vyjadřuje zdroje vynakládané vládou na dopadení pašeráků a prodejců drog, a náklady T představujícími výši trestů pro uživatele drog platí následující rovnice, kde P vyjadřuje cenu drog:

$$P = c(E) + T, \quad (3)$$

Při neexistenci války proti drogám by platilo $c(E) = 0$ a $T = 0$, tudíž $P = c(0)$. Tato rovnovážná situace je naznačena na grafu na obr. 3 bodem f . V případě trestného stíhání obchodníků s drogami platí $E > 0$, tudíž se na grafu přesouváme do bodu w . Z grafu je patrné, že zákaz prodeje drog a trestní stíhání snižuje produkci a zvyšuje cenu.



Obrázek 3 – konkurenční rovnováha na trhu.

Zdroj – Becker (2004).

Becker (2004) dále stanovuje soubor rovnic vyjadřujících očekávané jednotkové náklady obchodníků s drogami a ukazuje dopady cenové elasticity poptávky po drogách. Sestavená rovnice vypadá následovně:

$$\text{Expected unit cost} \equiv u = \frac{c + A + p(E, A)F}{1 - p(E, A)}, \quad (4)$$

kde c – náklady na prodej drog bez daně nebo trestního stíhání

A – osobní výdaje na vyhnutí se trestnímu stíhání na jednotku produkce

E – výše vládních výdajů na dopadení pašeráků a obchodníků s drogami

F – peněžitý ekvivalent trestu odsouzeného obchodníka s drogami

$p(E, A)$ – pravděpodobnost dopadení obchodníka s drogami, přičemž platí:

$$\frac{\partial p}{\partial E} > 0, \quad \frac{\partial p}{\partial A} < 0. \quad (5)$$

Pokud vyjádříme poměr pravděpodobností dopadení jako:

$$\theta(E, A) = \frac{p(E, A)}{1 - p(E, A)}, \quad (6)$$

rovnice se tím zjednoduší do tvaru:

$$u = (c + A)(1 + \theta) + \theta F, \quad (7)$$

z čehož vznikne:

$$P(E) = (c + A)(1 + \theta(E, A)) + \theta(E, A)F. \quad (8)$$

Obchodníci s drogami, kterým se podaří vyhnout zatčení, dle Beckera ve skutečnosti tedy realizují větší zisky, pokud se zvýší peněžitý ekvivalent trestu F , jelikož nárůst tržní ceny převyšuje nárůst jejich jednotkových nákladů na vyhnutí se zatčení. Zvýšení tržní ceny zároveň znamená pokles poptávaného množství. Síla tohoto dopadu je závislá na elasticitě poptávky: čím více je poptávka elastická, tím větší je pokles poptávaného zboží.

Becker (2004) dále rozvíjí výše uvedené rovnice a vyvozuje, že při snížení produkce a elastické poptávce se celkové náklady průmyslu sníží a vládní náklady na dopadení obchodníků s drogami se zvyšují pomaleji nebo dokonce klesají. Pokud je poptávka neelastická, se snížením produkce se zvyšují celkové náklady obchodníků a vládní náklady na dopadení obchodníků s drogami rostou rychleji.

Ve studii je následně argumentováno, že optimální daň z legálního statku je vždy lepší varianta než optimální výdaje na dopadení obchodníků v případě nelegálního statku. Je to způsobeno tím, že vláda opět může zvolit optimální výši

výdajů na stíhání obchodníků vyhýbajících se daním a přitom se nesnižuje poptávka po statku, jak bylo naznačeno na obrázku 3. Obchodníkům prodávajícím legální zboží v šedé ekonomice tak vznikají dodatečné náklady c vynaložené na vyhnutí se daním. Pokud bude daň τ stanovena tak, že $\tau < c$, obchodníci v legálním sektoru budou více profitabilní než obchodníci v šedé ekonomice. Ti tak budou buď postupně vytlačeni z trhu, nebo přejdou do legálního sektoru. Při zanedbání příjmů z daně jsou tak vládní náklady na dopadení obchodníků vyhýbajících se daním nižší než optimální náklady na dopadení obchodníků v případě nelegálního statku.

Podle Beckera (2004) má válka proti drogám pouze částečný účinek na snižování spotřeby drog, zato sociální náklady v podobě vynaložených vládních prostředků, korupce, uvěznění mnoho obchodníků, distributorů a uživatelů drog jsou velmi vysoké. Spousta zastánců legalizace upozorňuje právě na tyto náklady související s ilegality drog, které se z tohoto hlediska vládě nevyplatí. Ostatní prosazují méně radikální řešení – zachovat válku proti tvrdším drogám (například kokain) a legalizovat lehčí drogy (například konopí).

Z této analýzy vyplývá, že daň snižuje spotřebu drog více než optimální válka proti drogám. Při předpokladu neelastické poptávky po drogách může totiž tržní cena v případě legálních drog dosahovat vyšších hodnot, a to i v případě existence šedé ekonomiky. Z těchto předpokladů lze vyvodit, že úroveň spotřeby drog maximalizující sociální blahobyt bude nižší v případě legalizace a optimálního zdanění.

Dále Becker (2004) zdůrazňuje dva faktory výrazně ovlivňující elasticitu poptávky po drogách – závislost a tlak vrstevníků. Tyto faktory krátkodobou elasticitu poptávky snižují, ale dlouhodobou poptávku zvyšují.

Nakonec je ve studii analyzován substituční a důchodový efekt zdanění drog na různé příjmové skupiny obyvatel. V případě ilegality drog nastává cenová diskriminace, jelikož cena drog je většinou nižší pro chudší obyvatele. Lze to vysvětlit tím, že obchod s drogami je především koncentrován právě v chudších čtvrtích. Tito lidé tak mají snadnější přístup k drogám a navíc se na prodeji častěji sami podílejí, jelikož náklady z dopadení a případného uvěznění jsou nižší pro jedince s menšími příležitostmi v legálním sektoru. Protože je tedy potrestání a případné uvěznění relativně dražší pro bohatší vrstvu obyvatel, ilegality drog snižuje u bohatších lidí jejich spotřebu více než u chudších. A protože politický vliv je právě v rukou bohaté vrstvy obyvatel, většina drog je stále ilegálních. Pro

prodejce drog jsou stanoveny vyšší tresty než pro uživatele drog, což je opět způsobeno větším počtem prodejců z chudších vrstev a politickou mocí koncentrovanou naopak v bohatších vrstvách. Dle Beckera (2004) je princip této analýzy ilegality drog totožný například s illegalitou prostituce a hazardních her.

1.4 PROTIDROGOVÁ POLITIKA V ČR

Tato kapitola stručně shrnuje způsoby, pomocí nichž se protidrogová politika ČR snaží redukovat negativní dopady užívání drog na společnost. Dále je diskutováno financování protidrogové politiky.

Podoby protidrogové politiky lze rozdělit do tří skupin:

1. omezení nabídky drog
2. omezení poptávky po drogách
3. omezení škod

Omezování nabídky drog, charakterizováno jako tzv. válka proti drogám, se stalo dominujícím přístupem drogové politiky. Spočívá v narušení výrobních a distribučních řetězců stojících za obchodem s drogami pomocí civilního práva či ozbrojených sil. Konkrétně se jedná o administrativní kontrolu (brání úniku legálních drog na černý trh), zákonnou represi (vyloučení trestné činnosti v produkci a obchodu) a eradikaci zemědělské produkce (celková obnova venkovských producentských oblastí – většinou se jedná o mezinárodní projekty OSN). Neexistují však žádné důkazy o úspěšnosti této politiky.

Omezování poptávky je oproti tomu zaměřeno na snižování touhy po drogách na straně uživatelů a je většinou implementována spolu s politikou omezování nabídky. Aktéry omezování poptávky jsou zejména zdravotní, sociální, výchovné a poradenské služby, mnohdy poskytované neziskovými organizacemi. Cílové skupiny představují především jednotlivci ohrožení závislostí na drogách a návykových látkách. Existuje však mnoho dalších skupin, které Kalina a kol. (2003) následovně rozčlenil:

1. Celková populace
2. Rizikové skupiny obyvatel – sociálně slabí, mladiství

3. Rizikovní jednotlivci – blízcí uživatelů drog, psychicky nemocní jedinci
4. Problémoví uživatelé – nitrožilní nebo dlouhodobé a pravidelné užívání
5. Závislí uživatelé – mnohdy se jedná o problémové uživatele
6. Příležitostní uživatelé
7. Experimentátoři
8. Rodinní příslušníci uživatelů
9. Uživatelé alkoholu
10. Exuseři – uživatelé, kteří již prošli léčbou a působí jako lektoři s vlastní zkušeností

Politika omezování škod zastává názor, že užívání drog nelze ze společnosti zcela odstranit. Soustředí se zejména na závislé uživatele, které považuje za pacienty, jimž je třeba pomoci. Tato politika má původ v Nizozemí (70. léta). Postupem času se rozšiřuje do ostatních zemí zejména jako reakce na virus HIV. Jedná o souhrn politik, programů a postupů, které jsou primárně zaměřeny na snižování negativních zdravotních, sociálních a ekonomických důsledků užívání legálních i nelegálních psychoaktivních látek¹, aniž by nutně snižovaly spotřebu těchto látek. Soustřeďují se na uživatele drog, kteří nedokážou nebo nechtějí přestat a na prevenci škod spíše než na prevenci užívání. V praxi tato politika představuje například výměny injekčních stříkaček kvůli zabránění šíření chorob (například sběrné kontejnery na již použité stříkačky) nebo kontaktní centra poskytujících poradenství a zdravotní a sociální pomoc. Z výzkumů Kaliny a kol. (2003) plyne, že tyto programy mohou díky své blízkosti ke drogové komunitě oslovit až 80 % problémových uživatelů drog.

Cíle a nástroje protidrogové politiky v České republice vycházejí především ze dvou základních navzájem se doplňujících konceptů (Národní strategie protidrogové politiky na období 2010 až 2018, 2010, str. 5):

1. **Ochrana veřejného zdraví** – tento koncept je vymezen Světovou zdravotnickou organizací a je ukotven v Lisabonské smlouvě. Je založen na preventivních, vzdělávacích, léčebných, sociálních, regulačních a

¹ psychoaktivní látka = chemická látka působící na centrální nervovou soustavu a ovlivňující vnímání, náladu, vědomí či chování.

kontrolních opatřeních. Tato opatření se zaměřují na zlepšení zdravotních, ekonomických a bezpečnostních podmínek v zemi, což působí na zdravý vývoj společnosti.

2. **Ochrana bezpečnosti jednotlivců a společnosti** – tento koncept vnímá výrobu a distribuci drog jako jev spojený s výskytem kriminálního chování. Snaží se s pomocí všech složek protidrogové politiky zajistit bezpečnost jednotlivců i společnosti tím, že co nejvíce eliminuje výrobu a distribuci drog, případně praní špinavých peněz, které mají původ v obchodě s drogami.

Následující tabulka na obr. 4 ukazuje srovnání výdajů z veřejných rozpočtů na protidrogovou politiku podle kategorií služeb v letech 2012 – 2014, v tis. Kč. (Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti, 2014, 34 str.):

Kategorie služby	2012		2013		2014	
	Částka	Podíl (%)	Částka	Podíl (%)	Částka	Podíl (%)
Prevence	48 725	8,3	45 606	9,0	39 994	3,2
Harm Reduction	161 160	27,4	174 282	34,5	192 111	15,3
Léčba	112 145	19,1	118 531	23,4	117 981	9,4
Záchytné stanice	79 818	13,6	79 785	15,8	74 142	5,9
Následná péče	33 926	5,8	35 152	6,9	40 757	3,3
Domovy se zvláštním režimem	n. a.	-	36 293	7,2	37 112	3,0
Koordinace, výzkum, hodnocení*	13 497	2,3	7 763	1,5	38 002	3,0
Prosazování práva**	131 304	22,4	3 086	0,6	710 398	56,7
Ostatní, nezařazeno	6 717	1,1	5 355	1,1	3 256	0,3
Celkem osob	587 292	100	505 853	100	1 253 753	100

Obrázek 4 - výdaje z veřejných rozpočtů podle kategorií služeb v letech 2012 – 2014, v tis. Kč.

Zdroj dat – Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti²

² * V r. 2014 s nově vykázaným výdajem na realizaci projektu zahraniční rozvojové pomoci v oblasti protidrogové politiky.

** V r. 2013 bez výdajů NPC, v r. 2014 s nově vykázanými výdaji Policie ČR včetně NPC.

1.5 KONOPÍ A KRIMINALITA

Drogovou kriminalitu lze rozdělit na tzv. primární a sekundární kriminalitu. Primární drogová kriminalita se zabývá jednáním porušujícím právní předpisy týkající se regulace nakládání s omamnými a psychotropními látkami. Dle Štefunkové a kol. (2013) se sekundární drogová kriminalita zaměřuje na činy spáchané za účelem získání drog (nejčastěji vloupání, podvody a loupeže) a činy spáchané pod vlivem drog případně v době abstinčního syndromu (výtržnictví, násilné činy, vydírání aj.).

Studie Morrise a kol. (2014) zabývající se komplexní analýzou vztahu mezi legalizací konopí pro lékařské účely a mírami kriminality ve všech státech USA. Studie je prováděna na panelových datech v období 1990 – 2006, přičemž v tomto období již proběhla legalizace konopí pro lékařské účely v 11 státech.³ Autoři použili následující regresní model fixních efektů:

$$\log(\tilde{y}_{ijt}) = bi0 + bi1M\tilde{L}_{jt} + \dots + bik\tilde{x}_{jt} + \tilde{\epsilon}_{it}, \quad (9)$$

kde i, j, t – indexy pro jednotlivé proměnné, státy a časová období

$\log(\tilde{y}_{ijt})$ – časově očištěná a zlogaritmovaná míra kriminality

$bi0$ – konstanta

$bi1M\tilde{L}_{jt}$ – časově očištěný průměrný dopad legalizace konopí pro lékařské účely na míru kriminality

$+\dots + bik\tilde{x}_{jt}$ – časově očištěný efekt kontrolních proměnných na míru kriminality (mimo jiné zahrnující roční dummy proděné a lineární trend)

$\tilde{\epsilon}_{it}$ – časově očištěná náhodná složka

Odhadovaná míra kriminality je přepočítána na 100 000 obyvatel. Do modelu byly dále zahrnuty kontrolní proměnné, jako je míra nezaměstnanosti, celková míra zaměstnanosti, procento obyvatel žijících pod prahem chudoby, reálný příjem na hlavu⁴, procentuální zastoupení populace ve věku 15-24, procentuální zastoupení populace ve věku 25-34, procentuální zastoupení populace ve věku 35-44, spotřeba piva na obyvatele, procentuální zastoupení populace s minimálně bakalářským titulem,

³ Aljaška, Kalifornie, Colorado, Havaj, Maine, Montana, Nevada, Oregon, Rhode Island, Vermont, Washington

⁴ reálný příjem na hlavu = příjem na hlavu vydělený indexem spotřebitelských cen

procentuální zastoupení populace žijící v metropolitní oblasti, počet věznic na 100 000 obyvatel a počet policistů na 100 000 obyvatel. Autoři následně odhadovali sedm modelů pro různé druhy kriminality – vraždy, znásilnění, fyzické napadení, krádež vozidla a tři typy loupeží (*robbery*, *burglary* a *larceny*).⁵

Nicméně z výsledků plyne, že legalizace konopí pro lékařské účely nepredikuje vyšší míry kriminality, naopak může být spojena s nižší mírou vražd a napadení. Dva typy loupeží (*robbery* a *burglary*) nebyly dle výsledků legalizací ovlivněny. Tyto výsledky jsou vyobrazeny v tabulce na obr. 5.

Variable	Homicide	Rape	Robbery	Assault	Burglary	Larceny	Auto Theft
Medical Marijuana Law (MML)	−0.024*** (0.007)	−0.005 (0.009)	−0.016 (0.010)	−0.024* (0.013)	−0.004 (0.007)	−0.002 (0.004)	0.026 (0.016)
Unemployment rate	0.031** (0.012)	−0.001 (0.014)	0.039** (0.015)	−0.021 (0.022)	0.022** (0.011)	0.005 (0.009)	0.036** (0.017)
Employment rate	1.325 (1.277)	3.672*** (1.156)	3.637** (1.536)	4.249*** (1.383)	0.420 (0.943)	−0.584 (0.747)	−0.069 (1.715)
Poverty rate	−0.008** (0.003)	0.006 (0.004)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	−0.004 (0.003)	−0.002 (0.002)	−0.007* (0.004)
Per-capita income	−0.013 (0.057)	−0.226*** (0.067)	−0.148** (0.072)	−0.173* (0.100)	−0.194*** (0.048)	−0.099*** (0.036)	−0.137 (0.102)
Proportion aged 15 to 24	3.528 (2.447)	−0.279 (1.681)	−3.591 (3.371)	−3.245 (2.961)	0.676 (1.696)	−0.266 (1.422)	5.279 (3.509)
Proportion aged 25 to 34	−4.250** (1.884)	−0.202 (2.038)	−3.478 (2.920)	−7.492** (3.112)	5.150*** (1.904)	2.729 (1.712)	11.352*** (2.609)
Proportion aged 35 to 44	−1.393 (2.041)	−3.083 (2.319)	−4.008 (3.366)	−13.777*** (4.654)	−1.940 (1.928)	0.193 (1.489)	−3.558 (4.075)
Beer consumption	0.903** (0.399)	0.504* (0.283)	1.261*** (0.442)	0.436 (0.576)	0.857*** (0.291)	0.762*** (0.280)	1.376** (0.580)
Percent college degree	−0.004 (0.011)	0.016 (0.010)	−0.032** (0.012)	−0.012 (0.017)	−0.001 (0.007)	0.005 (0.007)	−0.018 (0.013)
Percent metropolitan	0.015** (0.007)	0.022** (0.008)	0.004 (0.009)	0.004 (0.015)	−0.006 (0.008)	−0.005 (0.006)	−0.009 (0.014)
Prisoners per 100k	−45.675 (33.964)	−20.410 (22.442)	−33.918 (35.013)	41.979 (30.046)	−7.186 (26.127)	9.724 (18.575)	−56.412 (48.726)
Police officers per 100k	−0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	−0.002 (0.001)	−0.001* (0.001)	−0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	−0.001 (0.002)
R ²	.50	.46	.58	.44	.83	.75	.44

Obrázek 5 – vliv legalizace konopí pro lékařské účely na míru kriminality.

Zdroj – Morris a kol. (2014).

Existuje však i mnoho dalších studií zabývajících se vztahem mezi užíváním konopí a mírou kriminality. Dembo a kol. (1987) zjistil, že mladí lidé užívající konopí byli podstatně častěji u soudu za trestné činy než mladí lidé, kteří konopí neužívají.

⁵ robbery=okradení, přičemž oběť bývá přítomná; burglary=násilné vloupání a krádež, oběť nemusí být přítomná; larceny=nikoliv násilné vloupání, ale vloupání v důsledku nepozornosti oběti (například ponechání otevřených vchodových dveří)

Arseneault a kol. (2000) zkoumal vztah mezi závislostí na konopí a rizikem násilí u mladistvých na Novém Zélandu. Z jeho výsledků plyne, že závislost na konopí je spojena s 280% nárůstem pravděpodobnosti násilí, což je silnější závislost než v případě alkoholové závislosti nebo například schizofrenie. Monshouwer a kol. (2006) provedl podobnou studii v Nizozemí, kde opět uživatelé konopí vykazovali více agresivního chování. Zajímavý je však fakt, že užívání konopí bylo v Nizozemí dekriminlizováno a tudíž není možné, aby agresivita byla ovlivněna faktem, že se mladí podílejí na nelegálním trhu. Brady a kol. (2008) ukazuje, že mladí, kteří užívali konopí ve věku 15 let, častěji vykazují násilnické chování ve věku 19 let. Reingle a kol. (2012) prokázal, že užívání konopí v dospívání může být silným prediktorem domácího násilí. Z výsledků vyplývá, že užívání konopí v dospívání je spojeno se 108% nárůstem domácího násilí nezávisle na užívání alkoholu.

Tyto studie potvrzují fakt, že užívání konopí je spojeno minimálně s vyšší pravděpodobností agresivního a násilného chování. I přesto tento fakt nemusí nutně znamenat pozitivní závislost mezi užíváním konopných látek a agresivitou, ale může to vypovídat například o tom, jaké charakterové typy tyto látky užívají.

Green a kol. (2010) dospěl k závěru, že užívání konopí je spojeno s nárůstem majetkové trestné činnosti, ale nesouvisí s nárůstem násilné trestné činnosti. Pedersen a Skardhamar (2010) zjistili pozitivní vztah mezi užíváním konopí a následném zatčení. Nicméně poté, co z modelu eliminovali veškeré drogové přestupky, tento vztah byl již nevýznamný, výsledky tedy o tomto vztahu nepřinesly žádné důkazy. Autoři argumentovali tím, že tento vztah existuje pouze z důvodu ilegality konopí. Dále probíhaly spekulace, že legalizace konopí může zvýšit majetkovou trestnou činnost, jelikož výdejny a sklady konopí tak představují pro tento druh kriminality dobrou příležitost. Studie Keppleho a Freisthlera (2012) však ukázala, že mezi legalizací konopí a majetkovou trestnou činností neexistuje žádný vztah. Freisthler a kol. (2013) dokonce potvrdil snížení kriminality v bezprostřední blízkosti výdejen konopí. Dle autorů je to způsobeno především zavedením bezpečnostních opatření (jako například bezpečnostní kamery nebo vrátný) na takovýchto místech.

Studie zabývající se touto problematikou vykazují tedy různé výsledky, některé potvrzují pozitivní vztah mezi užíváním konopí a kriminálním chováním, jiné tento vztah naopak vyvracejí.

2. HYPOTÉZA A MODEL

V této části budou určeny a klasifikovány všechny proměnné zahrnuté do modelu na základě ekonomické teorie a získaných dat. Zároveň bude sestaven ekonomický model vyplývající z teoretických poznatků. Tento model bude následně přetransformován na model ekonometrický a bude zvolen jeho vhodný matematický tvar.

2.1 TEORETICKÝ MODEL

Tato kapitola se bude primárně zabývat specifikací modelu pro odhad dopadu legalizace konopí na míru kriminality v Coloradu za použití metody difference-in-differences. Kriminalita je samozřejmě kromě spotřeby drog ovlivňována mnoha dalšími faktory, jako je například výše trestu, pravděpodobnost dopadení, míra nezaměstnanosti, vzdělání, věk, pohlaví, teplota vzduchu, průměrný příjem, rasové složení, ekonomické podmínky země atd. Tyto faktory lze zapsat do následující rovnice:

$$\begin{aligned} \textit{kriminalita} = f & (\textit{výše trestu}, \textit{pravděpodobnost dopadení}, \textit{nezaměstnanost}, \\ & \quad (-) \qquad \qquad \quad (-) \qquad \qquad \quad (+) \\ & \quad \textit{vzdělání}, \textit{věk}, \textit{pohlaví} - \textit{muž}, \textit{teplota vzduchu}, \textit{průměrný příjem}, \\ & \quad (-) \quad (+/-) \quad (+) \qquad \qquad (+) \qquad \qquad (-) \\ & \quad \textit{pracovní síla}, \textit{dobré ekonomické podmínky země}) \\ & \quad (-) \qquad \qquad \quad (-) \end{aligned} \tag{10}$$

Nicméně data pro proměnné *vzdělání*, *věk* a *pohlaví* je velmi obtížné získat, jelikož veřejnost nemá přístup k detailnějšímu popisu trestného činu a popisu jednotlivých pachatelů. U proměnné *věk* se navíc nejedná o lineární závislost, a tak by v modelu musela být zapsaná v kvadratickém tvaru. *Výše trestu* se mění v závislosti na trestném činu či přestupku. Jelikož práce bude analyzovat především trestné činy a přestupky jako celek, nebyly by tyto hodnoty pro model příliš relevantní. Pravděpodobnost dopadení lze vyjádřit například počtem policistů

Teoretický model této práce lze vyjádřit následující rovnicí:

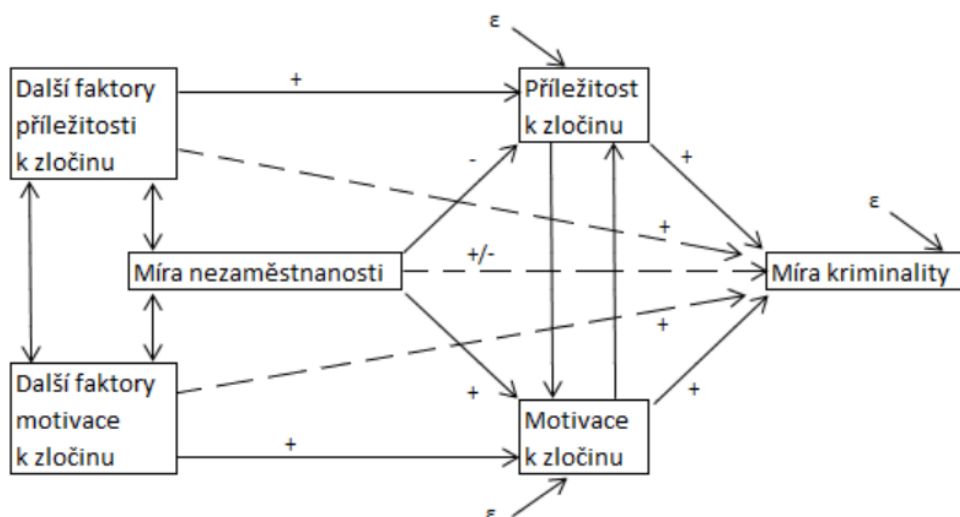
2.2 KONTROLNÍ PROMĚNNÉ

2.2.1 MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI

Na tuto problematiku však existuje řada protichůdných studií. Cantor a Land (1985) ve své práci analyzují vztah nezaměstnanosti a kriminality a představují kompletní strukturální model (obr. 6). Vyšší míra nezaměstnanosti je přitom ztotožňována s hospodářskou recesí. Skrze efekt motivace a efekt příležitosti je zde znázorněn nepřímý vliv nezaměstnanosti na míru kriminality. Efekt motivace znamená, že díky problémům spojeným s recesí klesají náklady příležitosti trestné činnosti, díky čemuž může kriminalita růst. Efekt příležitosti oproti tomu vyjadřuje stav, kdy je snižována kvalita příležitostí, a to především pro majetkové trestné činy, a recese tak

může od páchání těchto činů jedince odradit. Jedná se o situace, kdy jsou nezaměstnaní více doma (a chrání tak svůj majetek), lidé s sebou nosí méně hotovosti nebo klesá poptávka po kradeném zboží.

Tato práce na základě zmíněné Beckerovy studie předpokládá větší sílu efektu motivace a tudíž pozitivní korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou kriminality.



Obrázek 6 – schéma strukturálních vztahů nezaměstnanosti a kriminality.

Zdroj – Cantor, Land (1985).

2.2.2 TEPLOTA VZDUCHU

Tato proměnná do modelu promítá vliv sezónnosti na míru kriminality. Dle Cohna (1990) má právě změna počasí za následek vyšší rozmanitost denních výkyvů kriminality, než je tomu u ročních výkyvů. Teplé počasí je navíc většinou v době letních prázdnin, kdy je z důvodu častější sociální interakce pácháno více násilných trestných činů. Počasí rovněž ovlivňuje lidské emoce a náladu. Pokud je ošklivé počasí nebo nadměrné horko, lidé jsou frustrovaní a klesá jejich tolerance. Proto je dle Cohna (1990) pácháno více násilných trestných činů, které jsou emocemi ovlivněny spíše než majetkové trestné činy. Předpokladem této práce je tedy pozitivní korelace mezi teplotou vzduchu a mírou kriminality, a to zejména u násilných trestných činů.

2.2.3 PRACOVNÍ SÍLA

Tato proměnná zachycuje všechny zaměstnané v minimálním věku 16 let, kteří nepracují pro vládu nebo vojenskou instituci, a nezaměstnané aktivně hledající práci. Vyjadřuje tedy jakousi ochotu lidí pracovat. Čím více jsou lidé ochotní pracovat, tím

méně jsou pro ně tudíž atraktivní výnosy z nelegálního sektoru a případného kriminálního chování. Hypotézou této práce je tedy negativní vztah mezi pracovní silou a mírou kriminality.

2.2.4 PŘÍJEM

Dle Beckera (1968) zvýšení výnosů z legálního sektoru znamená snížený zájem o nelegální sektor a případné kriminální chování z důvodu relativně nižších a tudíž méně atraktivních výnosů. Tato proměnná by tedy měla mít negativní vliv na míru kriminality. Z hlediska povahy proměnné by se tento vliv měl promítnout zejména do majetkových trestných činů.

2.2.5 INDEX EKONOMICKÝCH PODMÍNEK

Tento index zachycující ekonomickou aktivitu měří průměrný ekonomický růst v dané oblasti. Arias a kol. (2014) vypočítal tento index za použití dynamického faktorového modelu obsahujícího 12 proměnných. Tyto proměnné jsou zaměřeny na různé aspekty ekonomické aktivity v konkrétní oblasti. Index je kalibrován na růst hrubého metropolitního produktu.

Matsuda (2009) se zabýval vztahem růstu ekonomiky a zločinu ve Washingtonu. Růst ekonomiky spojený s vyššími investicemi dle této studie negativně koreluje s mírou majetkové kriminality. Bennett (1991) oproti tomu vyvrací jakýkoliv vztah růstu ekonomiky a násilné kriminality (konkrétně vražd).

V této práci bude na základě výše zmíněné studie z Washingtonu předpokládán negativní vztah mezi růstem ekonomiky vyjádřeným indexem ekonomických podmínek a mírou kriminality, a to zejména u majetkových trestných činů.

2.2.6 EKONOMICKÁ KRIZE

Do modelu byla dále z důvodu zpřesnění výsledků zahrnuta i dummy proměnná pro ekonomickou krizi. Studie zkoumající vztah mezi ekonomickou krizí a mírou kriminality na patnácti zemích světa, přičemž jedenáct z nich vykazovalo v období krize významné změny ekonomických indikátorů, potvrdila pozitivní vztah mezi ekonomickou krizí a mírou kriminality u osmi těchto zemí (United Nations Office on Drug and Crime, str. 36).

Předpoklad této práce bude tedy pozitivní závislost mezi ekonomickou krizí a mírou kriminality.

2.3 EKONOMETRICKÝ MODEL

V této práci je zjišťován vliv konopí na míru kriminality za využití přirozeného experimentu legalizace konopí v Coloradu. Jelikož je zkoumán kauzální vztah, je v práci použita metoda difference-in-differences, přičemž testovanou skupinu představuje hlavní město Colorada Denver a jako kontrolní skupina je použito hlavní město Pensylvánie Filadelfie, kde legalizace neproběhla.

Práce vychází zejména z komplexní studie Morrise a kol. (2014), která analyzovala vztah legalizace konopí pro lékařské účely a míry kriminality po celých Spojených státech amerických (viz kapitola 1.5). Jelikož ale tato americká studie pracovala s daty na roční bázi, mohla použít širší škálu proměnných. Pro účely této diplomové práce bylo použito méně proměnných právě z důvodu nedostupnosti některých dat po měsíčních intervalech (více viz kapitola 3).

Základní verze modelu vypadá následovně:

$$crime_t = \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \gamma_t X_t^T + \varepsilon_t, \quad (12)$$

přičemž vektor X_t označuje další kontrolní proměnné zahrnuté do modelu z důvodu zpřesnění výsledků. Výsledný model pak lze zapsat takto:

$$crime_t = \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 unemp_t + \beta_5 temp_t + \beta_6 labor_t + \beta_7 income_t + \beta_8 growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t. \quad (13)$$

Endogenní proměnnou modelu je *crime* představující celkový počet trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel.

Hlavní vysvětlující proměnnou modelu je *Den * after*. Jedná se o násobek dummy proměnných *Den* (*Den* = 1, pokud se jedná o data města Denver) a *after* (*after* = 1, pokud uvažujeme období po legalizaci konopí nehledě na město). Celá tato proměnná tedy znázorňuje město Denver v období po legalizaci a ukazuje čistý efekt legalizace konopí v Coloradu (tj. srovnává skutečné chování testované skupiny s chováním v případě absence legalizace). Cílem této práce je tedy především interpretace

parametru β_3 , který vyjadřuje vliv legalizace na míru kriminality u testované skupiny. Předpokladem této práce je pozitivní vztah mezi legalizací konopí a kriminalitou, tj. zvýšení kriminality po legalizaci konopí. Tato hypotéza vychází z výsledků mnoha předešlých studií (viz kapitola 1.5).

Dummy proměnná *after* ukazuje, jaký měla vliv legalizace konopí v testované skupině na skupinu kontrolní. Vliv této proměnné na endogenní proměnnou nelze jednoznačně určit, nicméně lze předpokládat, že vyjde statisticky nevýznamně (tj. že parametr $\beta_2=0$), jelikož kontrolní skupina touto exogenní změnou zasažena nebyla.

Dummy proměnná *Den* vyjadřuje míru kriminality, pokud se bude jednat o testovanou skupinu – Denver. Z důvodu vytvoření prvních diferencí pro vysvětlovanou proměnnou (více viz kapitola 3.1) je předpokladem, že tato proměnná vyjde kladně, jelikož míra kriminality v Denveru mírně roste (viz obr. 10 v kapitole 3).

Dalšími kontrolními proměnnými modelu jsou *unemp* (míra nezaměstnanosti vyjádřená v procentech), *temp* (průměrná měsíční teplota vzduchu vyjádřená ve stupních Fahrenheita), *labor* (zaměstnaní v minimálním věku 16 let, kteří nepracují pro vládu nebo vojenskou instituci, a nezaměstnaní lidé aktivně hledající práci), *income* (průměrný příjem jednotlivce za týden vyjádřený v dolarech), *growth* (index ekonomických podmínek vyjadřující ekonomický růst) a dummy proměnná pro ekonomickou krizi *crisis* (*crisis*=1 v období 07/2008 – 12/2009).

Do modelu je rovněž zahrnuta náhodná složka ε z důvodu stochastického charakteru modelu. Jelikož chování jednotlivých ekonomických subjektů nelze přesně předvídat, ekonomické závislosti jsou tak zatíženy náhodou složkou. V této složce se dle Huška (2007) odrážejí chyby vznikající například vynecháním některé důležité exogenní proměnné, špatně formulovaným tvarem modelu nebo náhodným charakterem chování ekonomických subjektů.

Index *t* označuje jednotlivé měsíční periody za roky 2006 – 2014. Indexy pro odlišení jednotlivých zemí není třeba používat, jelikož model je kvantifikován dohromady pro Denver i Filadelfii.

Pro odlišení dopadů na jednotlivé druhy kriminality budou specifikovány další dva modely odlišující násilné a majetkové trestné činy.

Vysvětlovanou proměnnou v případě násilných trestných činů bude *crime1* vyjádřená v počtu násilných trestných činů na 100 000 obyvatel. Do těchto násilných činů byly zahrnuty vraždy, fyzické útoky a znásilnění. Model bude vypadat následovně:

$$\begin{aligned}
crime1_t = & \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 unemp_t + \beta_5 temp_t \\
& + \beta_6 labor_t + \beta_7 income_t + \beta_8 growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t.
\end{aligned}
\tag{14}$$

Vysvětlovanou proměnnou v modelu týkajícího se majetkových trestných činů bude *crime2* vyjádřená v počtu majetkových trestných činů na 100 000 obyvatel. Majetkové trestné činy obsahují všechny druhy loupeží a loupežných přepadení a krádeže vozidla. Model je specifikován takto:

$$\begin{aligned}
crime2_t = & \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 unemp_t + \beta_5 temp_t \\
& + \beta_6 labor_t + \beta_7 income_t + \beta_8 growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t.
\end{aligned}
\tag{15}$$

Podmínkami pro použití metody difference-in-differences jsou

- exogenní změna, která není reakcí na vývoj v testované skupině
- předpoklad stejných reakcí na změnu podmínek v obou skupinách před změnou

První podmínka splněná je, druhá bude ověřena odhadem modelu s celkovou kriminalitou se všemi relevantními proměnnými nejprve pro Denver před legalizací a poté pro Filadelfii, kam bude zahrnuto i období po legalizace, jelikož se předpokládá nulový dopad legalizace na kontrolní skupinu. Modely vypadají následovně:

$$\begin{aligned}
crime_{ni} = & \beta_0 + \beta_1 unemp_{ni} + \beta_2 temp_{ni} + \beta_3 labor_{ni} + \beta_4 income_{ni} + \beta_5 growth_{ni} \\
& + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_{ni},
\end{aligned}
\tag{16}$$

$$\begin{aligned}
crime_{tj} = & \beta_0 + \beta_1 unemp_{tj} + \beta_2 temp_{tj} + \beta_3 labor_{tj} + \beta_4 income_{tj} + \beta_5 growth_{tj} \\
& + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_{tj},
\end{aligned}
\tag{17}$$

kde *i* značí index pro Denver a *j* index pro Filadelfii. Index *n* obsahuje 95 pozorování (02/2006 – 2013) a index *t* zahrnuje 107 pozorování (02/2006 – 2014). Jedno

pozorování je u každého modelu bylo vynecháno z důvodu zahrnutí prvních diferencí. Modely byly rovněž opraveny o autokorelaci a heteroskedasticitu, jelikož se však nejedná o pilíře této práce, ale pouze o ověření podmínky pro možné využití metody difference-in-differences, není třeba to detailněji komentovat.

Výsledky těchto odhadů jsou shrnuty a porovnány v tabulce na obr. 7 (celkové výstupy ze softwaru jsou vloženy do příloh – viz obr. 31 a 32 v přílohách).

Proměnné, které vyšly statisticky významné u obou zemí, jsou *temp* a *growth*. Z tabulky je patrné, že obě země reagují na změnu těchto podmínek stejně. Filadelfie na změny těchto proměnných sice reaguje silněji, nicméně směr závislosti je stejný. Ostatní proměnné jsou statisticky významné buď vždy pouze pro jednu zemi, nebo pro žádnou zemi, proto není třeba směr jejich závislosti detailněji zkoumat.

Koeficienty determinace 0,53 a 0,39 znamenají, že se v prvním modelu podařilo vysvětlit variabilitu proměnné z 53 % a v druhém modelu pak z 39 %.

Druhá podmínka pro použití metody difference-in-differences je tedy splněna.

	DENVER	FILADELFIE
<i>const</i>	-91,36*** (21,19)	-316,09*** (82,98)
<i>unemp</i>	24,82** (11,74)	19,74 (13,12)
<i>temp</i>	1,80*** (0,42)	5,57*** (1,44)
<i>labor</i>	7,49*** (2,36)	-5,48 (7,84)
<i>income</i>	0,11 (0,12)	0,17 (0,34)
<i>growth</i>	13,53*** (3,91)	35,57*** (8,30)
<i>crisis</i>	-1,86 (4,46)	-8,30 (7,28)
<i>R²</i>	0,53	0,39

Obrázek 7 – porovnání reakcí obou skupin na změnu podmínek.⁶

Zdroj – výstup dat ze softwaru Gretl.

⁶ * - p-hodnota < 0,1; ** - p-hodnota < 0,05; *** - p-hodnota < 0,01

V modelu se samozřejmě může vyskytnout i endogenita, což znamená opačnou závislost, než je předpokládáno. Tento jev může nastat například u proměnné *unemp*, kde může docházet k tzv. „scarring efektu“ – pachatelé, kteří byli uvězněni, se dle Rafaela a Winter-Ebmera (2001) cítí poznamenaní a jiní než ostatní a ztrácejí tak motivaci k práci a legální činnosti. Podobně se endogenita může objevit i u proměnné *growth* – dle Mella (2010) mohou být lidé z důvodu vyšší kriminality méně optimističtí ke stavu ekonomiky, což se promítne do nižších investic, příp. vyšších úspor.

3. DATA

V práci jsou používána panelová data, což znamená kombinaci časových řad a průřezových dat, tj. v několika časových obdobích je pozorováno více subjektů. Pro metodu difference-in-differences je vhodný právě tento typ dat. Je pracováno s měsíčními daty za roky 2006 – 2014, tj. jedná se celkem o 108 pozorování pro každou jednotku. V případě této práce jsou specifikovány dvě jednotky – Denver a Filadelfie.

Data jsou získána z Denver Police Department, Philadelphia Police Department, Bureau of Labour Statistics, U. S. Climate Data, U. S. Census a Federal Reserve Economic Data.

Nejprve byly shrnuty deskriptivní statistiky proměnných obou jednotek do tabulek na obr. 8 a 9.

DENVER	Počet pozorování	Průměr	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
<i>crime</i>	108	571,22	554,52	426,25	798,85	82,80
<i>crime1</i>	108	8,70	8,17	3,14	18,49	3,72
<i>crime2</i>	108	217,50	214,03	155,02	292,04	32,78
<i>unemp</i>	108	6,29	6,55	3,40	9,10	1,79
<i>temp</i>	108	50,41	48,80	21,85	77,80	16,05
<i>labor</i>	108	56,72	57,69	50,58	61,40	3,49
<i>income</i>	108	901,40	894,55	809,81	1008,20	54,98
<i>growth</i>	108	2,23	2,65	-3,55	4,40	1,85

Obrázek 8 – deskriptivní statistiky proměnných pro Denver.

Zdroj dat – Denver Police Department, Bureau of Labour Statistics, U. S. Climate Data, U. S. Census, Federal Reserve Economic Data.

FILADELFIE	Počet pozorování	Průměr	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
<i>crime</i>	108	1010,20	1029,00	678,84	1182,60	103,22
<i>crime1</i>	108	10,32	10,56	6,42	15,28	1,85
<i>crime2</i>	108	370,67	378,62	231,74	461,13	47,30
<i>unemp</i>	108	8,85	9,50	5,40	11,90	1,99
<i>temp</i>	108	56,80	56,60	27,95	82,35	16,15
<i>labor</i>	108	43,86	45,13	40,40	46,10	2,02
<i>income</i>	108	806,69	794,75	740,13	916,10	49,27
<i>growth</i>	108	1,33	1,67	-2,75	2,99	1,18

Obrázek 9 – deskriptivní statistiky proměnných pro Filadelfii.

Zdroj dat – Philadelphia Police Department, Bureau of Labour Statistics, U. S. Climate Data, U. S. Census, Federal Reserve Economic Data.

Jednotlivé druhy kriminality jsou tedy zachyceny v počtech daných trestných činů na 100 000 obyvatel, *unemp* je vyjádřena v procentech, *labor* neboli ochota lidí pracovat (viz kapitola 2.2.3) je vyjádřena taktéž v procentech lidí pracujících nebo aktivně hledajících práci, *income* vyjadřuje průměrné týdenní příjmy jednotlivce v dolarech, *temp* je průměrná teplota vzduchu ve stupních Fahrenheita a *growth* vyjadřuje míru ekonomického růstu v procentech.

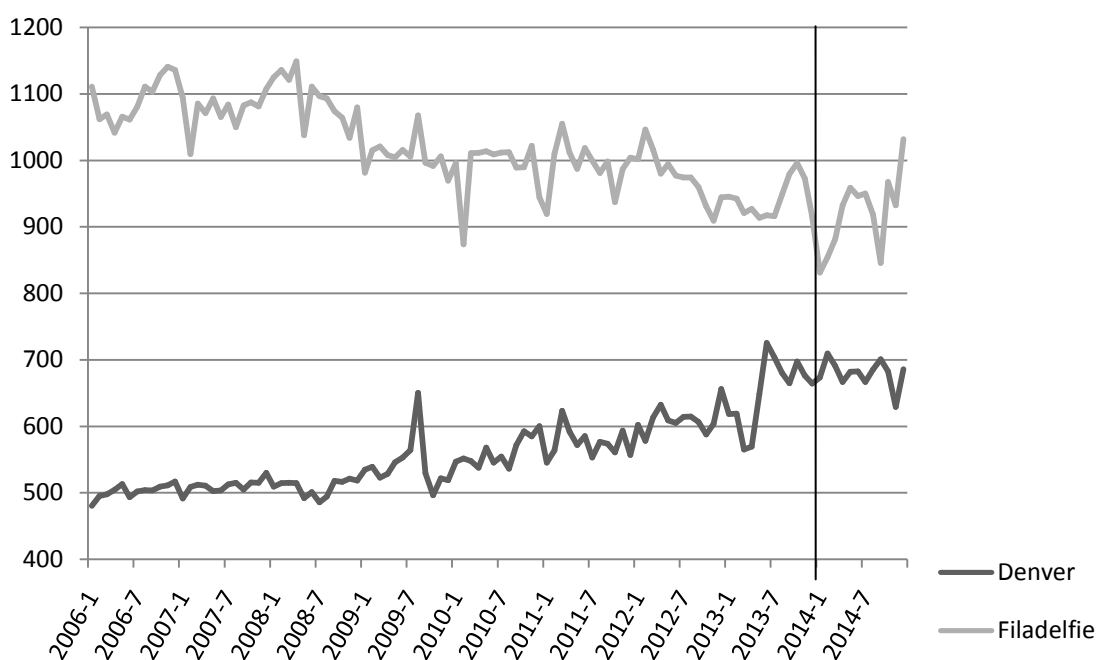
Průměr a medián nabývají u všech proměnných obou deskriptivních statistik podobných čísel, což znamená, že v datech nejsou zahrnuty žádné extrémní hodnoty, které by zkreslovaly výsledky a jejich následnou interpretaci.

Dále z tabulek na obr. 8 a 9 vyplývá, že ve Filadelfii je pácháno zhruba 1,8krát více celkových trestných činů a přestupků, 1,2krát více násilných trestných činů a 1,7krát více majetkových trestných činů na 100 000 obyvatel. To může souviset například s vyšší průměrnou mírou nezaměstnanosti (8,85 % vs. 6,29 %), s nižší průměrnou ochotou lidí pracovat (43,86 % vs. 56,72 %) či s nižšími průměrnými týdenními příjmy (806,69\$ vs. 901,40\$).

Vyšší kriminalita ve Filadelfii může být taktéž způsobena například vyšší hustotou zalidnění, která v Denveru činí 1 561 osob na km² a ve Filadelfii se jedná o 4 394 osob na km², což je zhruba o 181 % více. Díky vyšší hustotě zalidnění tak vzniká větší sociální interakce mezi lidmi, což může vést k vyšší míře kriminality. Lze tedy usuzovat pozitivní závislost mezi hustotou zalidnění a mírou kriminality. Míra kriminality může být dále způsobena mnoha dalšími faktory (viz kapitola 2.1).

Rozdílná nezaměstnanost může být způsobena například rozdíly v sociálních dávkách, demografické struktuře populace, vzdělání či v mobilitě obyvatelstva.

Na grafu na obr. 10 je znázorněn vývoj celkové kriminality (proměnné *crime*) v jednotlivých měsíčních intervalech. Tato proměnná je zde zachycena již sezónně očištěná (více viz kapitola 3.1). Svislá linie v grafu značí moment vyhlášení legalizace konopí v Coloradu.



Obrázek 10 – vývoj míry kriminality v Denveru a Filadelfii.

Zdroj dat – Denver Police Department, Philadelphia Police Department.

3.1 METODY OČIŠTĚNÍ DAT

Většinou je nutno statistická data před kvantifikací modelu upravit nebo očistit. Nicméně dle Huška (2007) je nutno si uvědomit, že překonání jednoho problému může vyvolat problém druhý (například nahrazení čtvrtletních dat měsíčními sice zvýší počet stupňů volnosti modelu i počet pozorování, ale mohou nastat chyby měření nebo může vzniknout autokorelace náhodných složek modelu).

Základní předpoklad modelů časových řad je jejich konstrukce z ekonomických veličin, které vyhovují požadavku stacionárnosti. Tento předpoklad byl v práci testován pomocí ADF⁷ testu na jednotkový kořen. U proměnných *crime*, *crime1*, *crime2*, *unemp*, *labor*, *income* a *growth* byla na základě tohoto testu zjištěna nestacionarita. U těchto proměnných byly tedy k očištění nestacionarity použity první difference vyjadřující absolutní přírůstek hodnot ΔY_t , který lze popsat následující rovnicí:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}. \quad (18)$$

Proměnné *crime*, *crime1*, *crime2*, *unemp*, *temp* a *labor* bylo navíc třeba očistit i od sezónních výkyvů, což bylo provedeno v softwaru Gretl pomocí aplikace procedury X-12-ARIMA analýzy. Tato metodika na časovou řadu několikrát po sobě aplikuje klouzavé průměry různé délky a řadu tak očistí od sezónnosti.

⁷ Augmented Dickey-Fuller Test

4. ODHADY A INTERPRETACE MODELU

4.1 KVANTIFIKACE MODELU

Při kvantifikaci regresního modelu je důležité zvolit správnou odhadovou techniku. K tomuto účelu je nutno provést test Panelová diagnostika, která nám na základě p-hodnot F-testů určuje, jaká metoda je nejadekvátnější pro dané proměnné. Nejprve byla na základě p-hodnot testována adekvátnost metody OLS (Ordinary Least Squares) oproti FE (Fixed Effects Model), kdy nulová hypotéza potvrzuje adekvátnost metody OLS. Jelikož p-hodnota $> 0,1$, nelze tuto hypotézu zamítnout a OLS je tak pro daný model vhodnější. Dále je posuzována vhodnost metody OLS oproti RE (Random Effects Model), kdy nulová hypotéza opět tvrdí, že OLS v tomto případě lepší metodou. Protože je opět p-hodnota $> 0,1$, ani zde nelze nulovou hypotézu zamítnout a OLS je zvolena jako adekvátnější.

P-hodnoty testu Panelové diagnostiky pro jednotlivé modely shrnuje tabulka na obr. 11.

	OLS vs. FE	OLS vs. RE
<i>Model 1</i>	p-hodnota = 1	p-hodnota = 0,32
<i>Model 2</i>	p-hodnota = 1	p-hodnota = 0,32
<i>Model 3</i>	p-hodnota = 1	p-hodnota = 0,32

Obrázek 11 – p-hodnoty testu Panelová diagnostika.

Zdroj – výstup ze softwaru Grefl.

Odhad všech tří regresních modelů bude tedy proveden pomocí metody nejmenších čtverců.

Kvantifikace regresních modelů bude provedena včetně robustních standardních chyb odhadů, díky čemuž nebudou standardní chyby nadhodnocovány, příp. podhodnocovány z důvodu výskytu heteroskedasticity.

MODEL 1

Nejprve bude odhadován regresní model pro celkový počet trestných činů a přestupků:

$$\begin{aligned} d_crime_t = & \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 d_unemp_t + \beta_5 temp_t \\ & + \beta_6 d_labor_t + \beta_7 d_income_t + \beta_8 d_growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (19)$$

MODEL 2

Další odhadovanou regresní rovnicí bude rovnice s násilnými trestnými činy:

$$\begin{aligned} d_crime1_t = & \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 d_unemp_t + \beta_5 temp_t \\ & + \beta_6 d_labor_t + \beta_7 d_income_t + \beta_8 d_growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (20)$$

MODEL 3

Třetí a poslední odhadovaný model se týká pouze majetkových trestných činů:

$$\begin{aligned} d_crime2_t = & \beta_0 + \beta_1 Den + \beta_2 after + \beta_3 Den * after + \beta_4 d_unemp_t + \beta_5 temp_t \\ & + \beta_6 d_labor_t + \beta_7 d_income_t + \beta_8 d_growth_t + \beta_9 crisis_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (21)$$

Odhady regresních parametrů těchto modelů jsou shrnuty v tabulce na obr. 12. Celkové výstupy ze softwaru jsou opět vloženy do příloh (viz obr. 33, 34 a 35)

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
<i>const</i>	-242,20*** (71,42)	-9,78*** (1,13)	-54,71 (33,82)
<i>Den</i>	31,31*** (8,46)	1,12*** (0,05)	7,77** (3,88)
<i>after</i>	21,27*** (2,54)	0,22*** (0,02)	3,80*** (1,09)
<i>Den*after</i>	-15,86*** (1,04)	0,21*** (0,01)	-3,42*** (0,36)
<i>unemp</i>	20,20** (8,31)	-0,54 (0,62)	4,76*** (1,64)
<i>temp</i>	4,21*** (1,26)	0,17*** (0,02)	0,96 (0,59)
<i>labor</i>	2,91 (3,80)	1,10 (0,94)	-2,03** (0,82)
<i>income</i>	0,16*** (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,08** (0,03)
<i>growth</i>	22,20** (9,05)	0,37*** (0,02)	8,39** (3,38)
<i>crisis</i>	-3,14 (2,28)	0,41 (0,32)	-2,68*** (0,13)
R^2	0,18	0,13	0,12

Obrázek 12 – odhady regresních parametrů Modelu 1, Modelu 2 a Modelu 3.⁸

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

⁸ * - p-hodnota < 0,1; ** - p-hodnota <0,05; *** - p-hodnota <0,01

4.2 VERIFIKACE MODELU

V odhadnutém modelu se mohou vyskytovat různé problémy způsobující zkreslené či nepřesné výsledky. Je proto nutné provést verifikaci modelu před jeho aplikací na teoretické a praktické ekonomické problémy, a to především z důvodu existence rizika chybné interpretace a závěrů, které neodpovídají skutečnosti. K tomuto účelu budou použita ekonometrická kritéria, statistické testy a apriorní ekonomická tvrzení vyplývající z teorie.

4.2.1 EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE MODELU

Při ekonometrické verifikaci je nutné vycházet z Gauss-Markovových předpokladů, které musí být splněny pro odhad regresního modelu pomocí metody nejmenších čtverců (MNČ). Dle Krkoškové a kol. (2010) jsou Gauss-Markovovy předpoklady formulovány následovně:

- $E(u) = 0$
- $E(uu') = \sigma^2 I_n$
- X není stochastická matice, takže $E(X'u) = 0$
- X má plnou hodnot k

První předpoklad vyjadřuje, že náhodné složky mají identické rozdělení s nulovou střední hodnotou.

Dle druhé podmínky by měly být nediagonální prvky kovariační matice náhodných složek nulové, což znamená, že hodnoty náhodné složky jsou po dvojicích nezkorelované (tj. jsou sériově nezávislé). Je-li tato podmínka porušena, v modelu se vyskytuje autokorelace. Tato podmínka zároveň vyjadřuje, že rozptyl náhodné složky σ^2 by měl být konečný a konstantní. Jestliže tato podmínka neplatí, model se potýká s problémem heteroskedasticity, tj. rezidua nejsou rovnoměrně rozptýlena kolem svého průměru.

Třetí podmínka znamená, že jediným zdrojem měnící se proměnlivosti y v různých výběrech je variabilita vektoru náhodných složek.

Posledním předpokladem je popsána lineární nezávislost sloupců z důvodu nutnosti existence inverzní matice $(X'X)^{-1}$ pro odhad parametrů pomocí MNČ. Pokud

tato podmínka není splněna a sloupce jsou lineárně závislé, v modelu je přítomna multikolinearita.

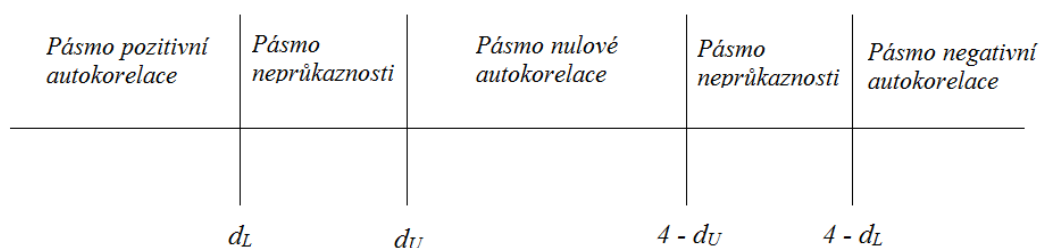
Autokorelace

Autokorelace znamená sériovou korelaci náhodných složek, tedy případ, kdy je náhodná složka závislá na předchozích náhodných složkách a byla v modelu testována pomocí Durbin-Watsonovy statistiky d (Krkošková a kol., 2010):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}, \quad (22)$$

kde čitatel představuje součet čtverců rozdílů mezi dvěma po sobě jdoucími rezidui a ve jmenovateli je reziduální součet čtverců. Ke zjištění kritických mezí je nutné znát počet pozorování n (v případě této práce se jedná o 214 pozorování – jedno pozorování v každé jednotce ubylo z důvodu zahrnutí do modelu prvních diferencí) a počet proměnných k (v případě této práce se jedná o 9 proměnných). Kritická hodnota pro d_L je tedy 1,70441 a hodnota pro d_U je 1,85492.⁹

Modely této práce mají Durbin-Watsonovy statistiky d rovnou 2,49, 3,01 a 2,72 (viz obr. 33, 34 a 35 v přílohách). Dle obrázku 13 je tedy nutné zamítnout nulovou hypotézu o sériové nezávislosti náhodných složek a přijmout alternativní hypotézu týkající se výskytu negativní autokorelace ve všech třech modelech. Odhad tak sice zůstává nestranný, není však vydatný ani asymptoticky vydatný.



Obrázek 13 – intervaly Durbin-Watsonovy statistiky.

Zdroj – Hušek (2007).

⁹ Kritické hodnoty pro Durbin-Watsonův test. Dostupné online: <http://nb.vse.cz/~arltova/vyuka/DW_krithod.xls>

Příčinou výskytu autokorelace mohou být některá zprůměrovaná nebo vyrovnaná data, která se promítají do náhodných složek a ovlivňují tak jejich vzájemnou nezávislost (například sezónní očištění proměnných). Většina ekonomických časových řad navíc vykazuje značnou setrvačnost a tak hodnoty v určitém období mohou být ovlivněny hodnotami v předchozích obdobích.

Autokorelace bude v těchto modelech odstraněna pomocí přidání dvou zpožděných vysvětlovaných proměnných do regrese (více viz kapitola 4.3).

Heteroskedasticita

Heteroskedasticita označuje situaci, kdy rozptyl náhodné složky není konstantní pro všechna pozorování, ale mění se v závislosti na hodnotách exogenních proměnných. Pro testování heteroskedasticity se v praxi nejčastěji používá Whiteův test. Tento test využívá pomocné regrese, která sestává z exogenních proměnných, jejich druhých mocnin a jejich násobků. Uvažujeme-li model s dvěma vysvětlujícími proměnnými, je tato rovnice sestavena ve tvaru:

$$e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{1i}^2 + \beta_4 X_{2i}^2 + \beta_5 X_{1i}X_{2i} + v_i, \quad (23)$$

kde e_i^2 – čtverce reziduí

X_{1i}, X_{2i} – exogenní proměnné

v_i – náhodná složka.

Nulová hypotéza u Whiteova testu představuje nepřítomnost heteroskedasticity. Při testování jednotlivých modelů p-hodnoty u Whiteova testu vyšly 2,98921e-005, 0,0007 a 0,0023 (viz obr. 33, 34 a 35 v přílohách). Všechny p-hodnoty tedy spadají do oboru zamítnutí nulové hypotézy (tj. p-hodnota < 0,01), heteroskedasticita je tedy přítomná ve všech modelech na 1% hladině významnosti. Znamená, že odhady pomocí OLS jsou sice nestranné a konzistentní, nicméně nevykazují minimální rozptyl a nejsou tedy nejlepšími lineárními odhady. Tato metoda tak neposkytuje optimální výsledky a snižuje se tak důvěryhodnost F-testů a t-testů.

Ošetření heteroskedasticity bude provedeno pomocí modelu opravené heteroskedasticity v ekonometrickém softwaru Gretl (více viz kapitola 4.3).

Multikolinearita

Multikolinearita znamená vzájemnou závislost mezi proměnnými, která se vyskytuje téměř v každém ekonometrickém modelu. Důležité je ale zkoumat, zda je tato kolinearita únosná či nikoliv. Nejčastěji je používána metoda posuzování párových korelačních koeficientů, nicméně tento postup je vhodný jen v případě, že lineární regresní model sestává pouze ze dvou exogenních proměnných. Byl proto proveden test pomocí dílčích koeficientů determinace, které byly porovnávány s celkovým koeficientem determinace R^2 . Multikolinearita je v modelu únosná, pokud jsou tyto jednotlivé dílčí koeficienty determinace nižší než celkový koeficient determinace. Bylo sestrojeno pět pomocných regresních rovnic pro každou exogenní proměnnou a jednotlivé dílčí koeficienty determinace jsou shrnuty v tabulce na obr. 14. Koeficienty determinace z hlavní regrese jsou pro jednotlivé modely 0,18, 0,13 a 0,12. Jak je patrné z obr. 14, dílčí koeficienty determinace u proměnné *unemp* a *crisis* jsou vyšší než jednotlivé koeficienty determinace z hlavní regrese. Multikolinearita tedy díky tomu není v modelech únosná, nicméně lze předpokládat, že se tato multikolinearita značně sníží při odlišné specifikaci modelu (více viz kapitola 4.3).

vysvětlovaná proměnná	dílčí koeficient determinace
<i>unemp</i>	0,241
<i>temper</i>	0,040
<i>labor</i>	0,044
<i>income</i>	0,041
<i>growth</i>	0,083
<i>crisis</i>	0,233

Obrázek 14 – dílčí koeficienty determinace pro jednotlivé proměnné.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

4.2.2 STATISTICKÁ A EKONOMICKÁ VERIFIKACE

Jelikož je tento model dle výše uvedené ekonometrické specifikace zjevně nesprávně formulovaný, není třeba provádět statistickou ani ekonomickou verifikaci. Ty budou diskutovány až u přeformulovaného modelu, který se již nebude potýkat s problémy autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity.

4.3 ODLIŠNÁ SPECIFIKACE MODELU

Všechny modely musely být z důvodu přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity i multikolinearity znovu specifikovány a odhadnuty.

Pro eliminaci autokorelace byly do modelů zahrnuty dvě zpožděné vysvětlované proměnné *crime_1* a *crime_2*. Následně byly modely odhadnuty pomocí modelu opravená heteroskedasticita. Tato metoda by měla řešit problém s přítomností jak heteroskedasticity tak i autokorelace a tedy s tím spojenou nespolehlivostí testů významnosti. Multikolinearita by touto odlišnou specifikací modelů měla být rovněž odstraněna.

Odhadnuté parametry jsou shrnuty v tabulce na obr. 15 (kompletní výstupy ze softwaru lze opět najít v přílohách – obr. 37 a 39, 41).

	Model 1	Model 2	Model 3
<i>const</i>	-187,50*** (39,52)	-4,34*** (1,08)	-49,37*** (14,50)
<i>Den</i>	25,61*** (5,65)	0,59** (0,23)	7,43*** (2,07)
<i>after</i>	15,04 (15,93)	0,31 (0,26)	3,78 (4,64)
<i>Den*after</i>	-11,83** (9,66)	0,67** (0,34)	-4,93 (6,00)
<i>unemp</i>	27,69*** (10,60)	0,61* (0,34)	4,69 (3,18)
<i>temp</i>	3,27*** (0,69)	0,07*** (0,02)	0,85*** (0,26)
<i>labor</i>	-4,09 (5,85)	0,09 (0,33)	-1,29 (1,01)
<i>income</i>	0,13 (0,13)	-0,003 (0,01)	-0,07 (0,06)
<i>growth</i>	20,33*** (5,67)	0,10 (0,19)	6,20*** (2,28)

<i>crisis</i>	-7,29 (5,35)	0,15 (0,19)	-3,35* (1,97)
<i>crime_1</i>	-0,40*** (0,07)	-0,80*** (0,05)	-0,44*** (0,07)
<i>crime_2</i>	-0,18*** (0,05)	-0,33*** (0,05)	-0,14** (0,06)
R^2	0,33	0,61	0,26

Obrázek 15 – odhady regresních parametrů Modelu 1, Modelu 2 a Modelu 3.¹⁰

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

4.3.1 EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE MODELU

Autokorelace

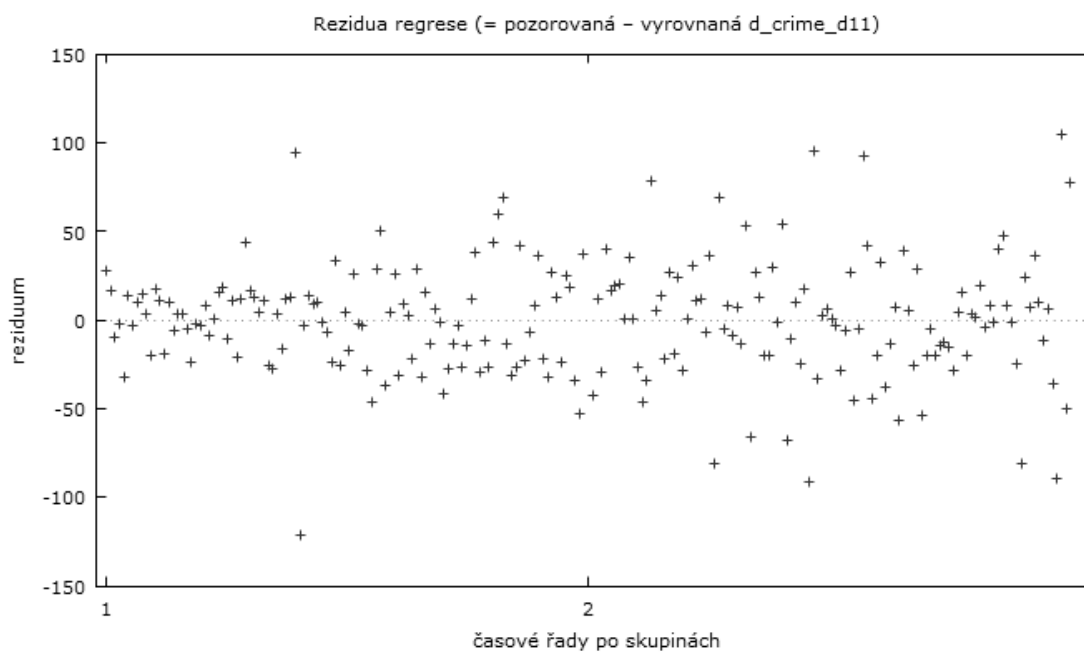
Z důvodu snížení pozorování na 210 je nyní kritická hodnota pro d_L 1,69561 a pro d_U 1,85355. Nově specifikované modely mají Durbin-Watsonovy statistiky d rovnou 1,92, 2,01 a 1,94 (viz obr. 36, 38 a 40 v přílohách). Nelze tedy zamítnout nulovou hypotézu o sériové nezávislosti náhodných složek, autokorelace se již tedy v žádném modelu nevyskytuje, byla tedy úspěšně odstraněna.

Heteroskedasticita

Heteroskedasticita bohužel v modelech zůstává i po odstranění autokorelace. P-hodnoty Whiteova testu jsou 2,35576e-006, 0,0001 a 0,006 (viz obr. 36, 38 a 40 v přílohách). Pro ošetření heteroskedasticity byl proto navíc použit model opravená heteroskedasticita. Po následné aplikaci tohoto modelu (celkové výstupy viz obr. 37, 39 a 41 v přílohách), již nelze provádět Whiteův test, jelikož ošetření heteroskedasticity je automaticky předpokládáno. Ověření, že se již zde heteroskedasticita nevyskytuje lze provést například pomocí grafu reziduí dané regrese. Obr. 16 zobrazuje tato rezidua prvního modelu před aplikací modelu opravené heteroskedasticity, na obr. 17 jsou rezidua regrese prvního modelu po aplikaci modelu opravené heteroskedasticity. Z grafů je patrné, že tento model heteroskedasticitu zmírnil. Jednotlivá rezidua se od

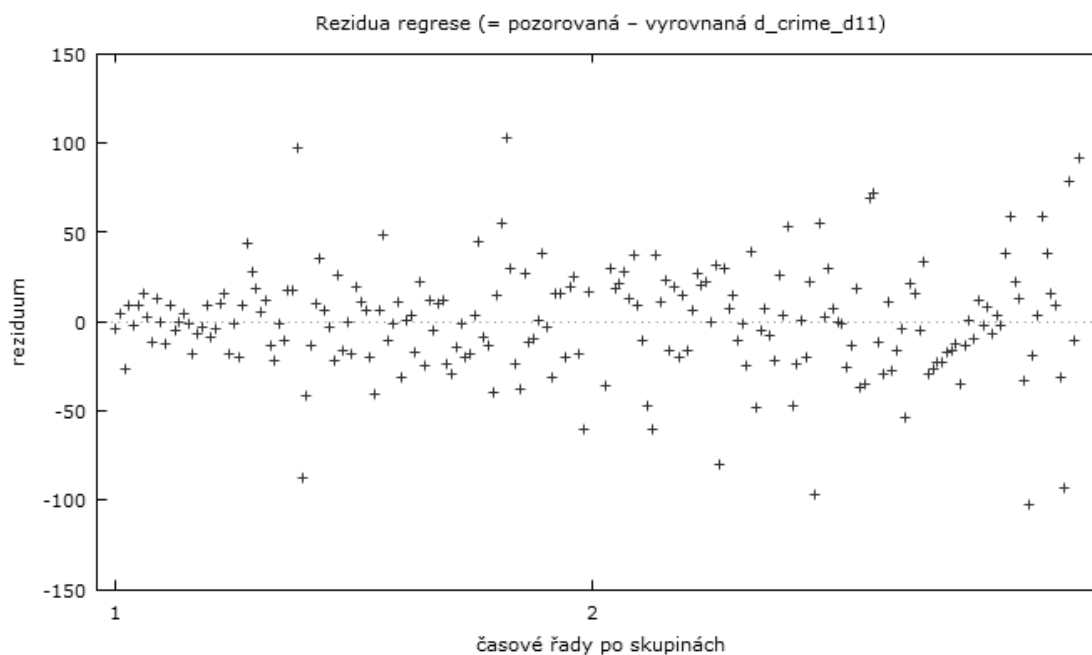
¹⁰ * - p-hodnota < 0,1; ** - p-hodnota < 0,05; *** - p-hodnota < 0,01

nulové střední hodnoty odchylojí, komplexně lze však tuto střední uvažovat v průměru za nulovou. Tento efekt nastal u všech třech modelů.



Obrázek 16 – rezidua regrese prvního modelu před aplikací modelu opravené heteroskedasticity.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.



Obrázek 17 – rezidua regrese prvního modelu po aplikací modelu opravené heteroskedasticity.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Multikolinearita

Pro otestování multikolinearity bylo opět sestrojeno pět pomocných regresních rovnic pro každou exogenní proměnnou a jednotlivé tyto dílčí koeficienty determinace zůstávají stejné jako u předchozích modelů, jelikož proměnné nebyly změněny, a jsou pro názornost opět shrnuty v tabulce na obr. 18. Koeficienty determinace z hlavní regrese jsou pro jednotlivé modely 0,33, 0,61 a 0,26. Jak je z obrázku patrné, všechny dílčí koeficienty determinace jsou nižší než koeficienty determinace z hlavní regrese, multikolinearita je tedy nyní v modelech únosná.

vysvětlovaná proměnná	dílčí koeficient determinace
<i>unemp</i>	0,241
<i>temper</i>	0,040
<i>labor</i>	0,044
<i>income</i>	0,041
<i>growth</i>	0,083
<i>crisis</i>	0,233

Obrázek 18 – dílčí koeficienty determinace pro jednotlivé proměnné.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

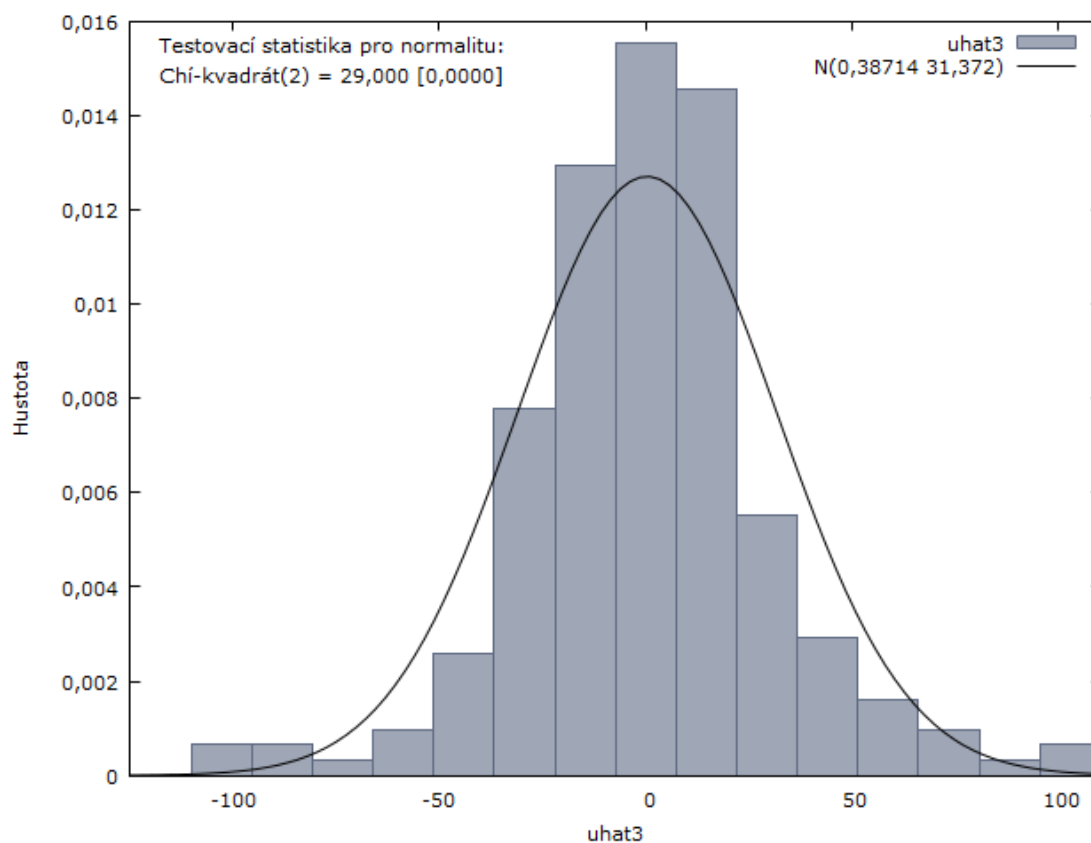
4.3.2 STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU

Statistická verifikace slouží ke zhodnocení statistické reálnosti jednotlivých odhadnutých parametrů i celého regresního modelu. Je založena na statistických testech ověřujících přesnost nebo významnost výsledků odhadu.

Náhodná složka, která je představována rezidui, by měla mít normální rozdělení s nulovou střední hodnotou. Tento předpoklad je pro některé statistické testy klíčový. Nulové střední hodnoty bude vždy dosaženo, zahrneme-li do modelu úrovnovou konstantu. Normální rozdělení náhodné složky bylo testováno na základě testu dobré shody (neboli Pearsonova Chí-kvadrát testu), který ověřuje, zda má náhodná složka určité předem dané rozdělení pravděpodobnosti.

Jak je patrné z grafu na obr. 19, na základě nízké p-hodnoty je nutné zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí pro první model. Podobně musely být tyto nulové hypotézy zamítnuty i u obou zbývajících modelů. Znamená to, že rezidua nesplňují podmínku normálního rozdělení a že se tedy modely nepodařilo plně vysvětlit

a nelze tak v plné šíři interpretovat jejich výsledky na širší populaci, jelikož je porušena centrální limitní věta.



Obrázek 19 – test na normalitu reziduí (Chí-kvadrát) – Model 1.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Mezi nejčastějšími kritéria používaná ke statistickému vyhodnocování modelu patří koeficienty determinace, dílčí t-testy a F-testy statistické významnosti odhadů.

V tabulce na obr. 20 jsou hodnoty těchto statistických kritérií shrnuty. Tyto hodnoty lze dohledat na obr. 37, 39 a 41 v přílohách).

	p-hodnoty		
	R²	F-test	dílčí t-testy
Model 1	0,33	8,68e-13	
<i>Den</i>			<0,0001
<i>after</i>			0,3461
<i>Den*after</i>			0,0348
<i>unemp</i>			0,0097
<i>temp</i>			<0,0001
<i>labor</i>			0,4853
<i>income</i>			0,3290
<i>growth</i>			0,0004
<i>crisis</i>			0,1740
<i>crime_1</i>			<0,0001
<i>crime_2</i>			0,0008
Model 2	0,61	5,89e-35	
<i>Den</i>			0,0123
<i>after</i>			0,2329
<i>Den*after</i>			0,0497
<i>unemp</i>			0,0723
<i>temp</i>			<0,0001
<i>labor</i>			0,7822
<i>income</i>			0,4695
<i>growth</i>			0,6154
<i>crisis</i>			0,4426
<i>crime1_1</i>			<0,0001
<i>crime1_2</i>			<0,0001
Model 3	0,26	1,10e-08	
<i>Den</i>			0,0004
<i>after</i>			0,4157
<i>Den*after</i>			0,4116
<i>unemp</i>			0,1416
<i>temp</i>			0,0011
<i>labor</i>			0,2000
<i>income</i>			0,2640
<i>growth</i>			0,0070
<i>crisis</i>			0,0915
<i>crime2_1</i>			<0,0001
<i>crime2_2</i>			0,0260

Obrázek 20 – shrnutí hodnot statistických kritérií.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Koeficient determinace R^2 vyjadřuje, jakou část variability endogenní proměnné objasňuje regresní model. Dle jeho hodnot z obr. 20 lze tedy říci, že první model vysvětluje variabilitu endogenní proměnné z 33 %, druhý model z 61 % a třetí model z 26 %.

Pomocí F-testu lze testovat statistickou významnost modelu jako celku. K tomuto účelu se porovnává F poměr (rovnice 24) s tabulkovou hodnotou. Pokud je na zvolené hladině významnosti a při daném počtu stupňů volnosti F poměr vyšší než tabulková hodnota, lze zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti R^2 , shoda odhadnutého modelu s daty je tedy statisticky významná.

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{(n - k)}{(k - 1)}, \quad (24)$$

kde R^2 – koeficient determinace

n – počet pozorování

k – počet parametrů

Jelikož všechny p-hodnoty F-testů $\leq 0,1$, lze zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelů jako celku. Všechny modely tak vyšly statisticky významné na 1% hladině významnosti (neboť všechny p-hodnoty $\leq 0,01$). Druhý model má nejnižší p-hodnotu, je tak statisticky nejvýznamnější.

Dílčí t-testy slouží k posuzování statistické významnosti odhadnutých parametrů regresního modelu. Nulová hypotéza značí statistickou nevýznamnost parametru (tj. $\beta=0$), tuto hypotézu lze na dané hladině významnosti zamítnout, pokud p-hodnota dané proměnné $\leq 0,1$.¹¹ V prvním modelu z důvodu nízkých p-hodnot (tj. p-hodnoty $< 0,1$) je tato hypotéza zamítnuta u proměnných *Den*, *Den*after*, *unemp*, *temp* a *growth*. Ve druhém modelu zamítáme tuto hypotézu pro proměnné *Den*, *Den*after*, *unemp* a *temp*. V posledním modelu je hypotéza o nevýznamnosti parametrů zamítnuta pro proměnné *Den*, *temp*, *growth* a *crisis*. Všechny tyto proměnné jsou tak statisticky významné. Nevýznamnost ostatních proměnných může být zapříčiněna málo pozorováními, slabým efektem či nízkou variabilitou.

¹¹ 1% hladina významnosti (p-hodnota $\leq 0,01$); 5% hlad. významnosti (p-hodnota $\leq 0,05$); 10% hlad. významnosti (p-hodnota $\leq 0,1$)

Další možností, jak srovnávat modely je využití informačních kritérií. Tato metoda srovnává alternativní specifikace, které spočívají v očištění sumy čtverců odchylek od střední hodnoty ESS o rozsahu souboru n a počtu regresních parametrů p . Při vyhodnocování tohoto postupu platí, že model s nejnižší hodnotou informačního kritéria je zhodnocen jako nejlepší. V praxi je dle Hampela a kol. (2012) nejběžnější Akaikovo informační kritérium (AIC) a Bayesovo (někdy také Schwarzovo) informační kritérium (BIC). Odstraněním autokorelace a heteroskedasticity v modelech hodnota těchto informačních kritérií poklesla, jak lze vidět v tabulce na obr. 21 (hodnoty byly shrnuty z obr. 33, 34, 35, 37, 39 a 40 v přílohách).

	Původní model	Odlišně specifikovaný model
Model 1		
<i>AIC</i>	2 118,72	912,31
<i>BIC</i>	2 152,38	952,47
Model 2		
<i>AIC</i>	928,85	913,35
<i>BIC</i>	962,51	953,51
Model 3		
<i>AIC</i>	1 703,91	879,70
<i>BIC</i>	1 737,57	919,86

Obrázek 21 – shrnuté hodnoty AIC a BIC.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

4.3.3 EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU - DIFERENCE

Ekonomická verifikace vychází z apriorních ekonomických omezení a je nezbytnou podmínkou pro interpretaci modelu a využitelnosti výsledků regrese v praxi. Spočívá v ověřování správnosti odhadnutých parametrů (tedy jejich znamének a numerických hodnot).

Tabulka na obr. 22 shrnuje předpokládané závislosti a závislosti odhadnuté na základně regresní analýzy (předpoklady těchto závislostí byly uvedeny v kapitolách 3.2.1 – 3.2.6 a 3.3).

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Předpoklad	Odhadnutý koeficient	Předpoklad	Odhadnutý koeficient	Předpoklad	Odhadnutý koeficient
<i>Den</i>	+	+	+	+	+	+
<i>after</i>	+/-	+	+/-	+	+/-	+
<i>Den*after</i>	+	-	+	+	+	-
<i>unemp</i>	+	+	+	+	+	+
<i>temp</i>	+	+	+	+	+	+
<i>labor</i>	-	-	-	+	-	-
<i>income</i>	-	+	-	-	-	-
<i>growth</i>	-	+	-	+	-	+
<i>crisis</i>	+	-	+	+	+	-

Obrázek 22 – souhrn předpokládaných a odhadnutých závislostí.

Zdroj – autor.

U všech třech modelů se potvrdil předpoklad kladné závislosti proměnné *Den* na míře kriminality. U proměnné *after* nebylo možné předem jednoznačně určit závislost, jelikož tato proměnná vyjadřuje období po legalizaci konopí pro kontrolní skupinu, která touto změnou nebyla zasažena. Kladné znaménko u tohoto koeficientu poukazuje na růst míry kriminality ve Filadelfii v roce 2014 (je to patrné i z grafu na obr. 10, kapitola 3), nicméně tato proměnná nevyšla ani u jednoho modelu významně, což bylo předpokládáno, nemá tedy žádnou vypovídající schopnost.

Klíčová proměnná *Den*after* vyšla významně u prvního a druhého modelu. V případě druhého modelu zkoumajícího násilnou kriminalitu závislost této proměnné koresponduje s předpokladem této práce, nicméně v prvním modelu týkajícího se celkové kriminality tato závislost vyšla opačná. Jelikož dle teoretických studií (více viz kapitola 1.5) užívání konopí především zvyšuje agresivní chování jedince, pozitivní závislost v případě násilné kriminality je logická. Nicméně ostatní druhy kriminality nemusí být užívání konopí tolik ovlivněny, ba dokonce mohou být užíváním konopí sníženy například z důvodu navození takové nálady jedince, která často přechází v únavu, lhostejnost a otupělost. Tím se tedy může snižovat koncentrace jedince, což mu neumožní páchat promyšlenější trestné činy, jako jsou např. loupeže, podvody aj.

Předpoklady závislostí u proměnných *unemp* a *temp* byly potvrzeny ve všech modelech. Opačný směr závislosti oproti předpokladu má rovněž proměnná *labor* ve druhém modelu a proměnná *income* v modelu prvním, nicméně ani jeden z těchto koeficientů nevyšel statisticky významně, není tedy třeba tyto odlišné závislosti

detailněji zkoumat. U proměnné *growth* byla na základě teoretických poznatků předpokládána negativní závislost mezi ekonomickým růstem a mírou kriminality, nicméně tato závislost vyšla opačně u všech modelů, u prvního a třetího modelu dokonce statisticky významně. Tuto odlišnou závislost lze vysvětlit například tím, že s růstem ekonomiky se více rozevírají pomyslné nůžky mezi bohatými a chudými, což může v některých případech kriminalitu podněcovat. Poslední proměnnou byla dummy proměnná pro ekonomickou krizi, která vykazuje opačnou závislost oproti předpokladu v prvním a třetí modelu, v prvním modelu tento koeficient nevyšel významně, nicméně ve třetím modelu ano. K vysvětlení této opačné závislosti lze vycházet z kapitoly 2.2.1, kde je popisován nepřímý vliv míry nezaměstnanosti na míru kriminality skrze hospodářskou recesi. Dle Cantora a Landa (1985) je díky hospodářské recesi snižována kvalita příležitostí trestných činů (nezaměstnaní jsou více doma a chrání si tak svůj majetek, lidé s sebou nosí méně hotovosti nebo klesá poptávka po kradeném zboží). Všechny tyto faktory tak mohou jedince od páchaní majetkové trestné činnosti odrazovat.

4.4 INTERPRETACE MODELŮ

Odhadnuté modely lze tedy nyní zapsat následovně:

$$\begin{aligned}
 d_crime = & -187,50 + 25,61 \textit{Den} + 15,04 \textit{after} - 11,83 \textit{Den} * \textit{after} \\
 & + 27,69 \textit{d_unemp} + 3,27 \textit{temp} - 4,09 \textit{d_labor} + 0,13 \textit{d_income} \\
 & + 20,33 \textit{d_growth} - 7,29 \textit{crisis},
 \end{aligned}
 \tag{25}$$

$$\begin{aligned}
 d_crime1 = & -4,34 + 0,59 \textit{Den} + 0,31 \textit{after} + 0,67 \textit{Den} * \textit{after} + 0,61 \textit{d_unemp} \\
 & + 0,07 \textit{temp} + 0,09 \textit{d_labor} - 0,003 \textit{d_income} + 0,10 \textit{d_growth} \\
 & + 0,15 \textit{crisis},
 \end{aligned}
 \tag{26}$$

$$\begin{aligned}
 d_crime2 = & -49,37 + 7,43 \textit{Den} + 3,78 \textit{after} - 4,93 \textit{Den} * \textit{after} + 4,69 \textit{d_unemp} \\
 & + 0,85 \textit{temp} - 1,29 \textit{d_labor} - 0,07 \textit{d_income} + 6,20 \textit{d_growth} \\
 & + 3,35 \textit{crisis},
 \end{aligned}
 \tag{27}$$

Hlavní zkoumaná proměnná *Den*after* vyšla v prvním a ve druhé modelu statisticky významná na 5% hladině významnosti. Ve druhém modelu se potvrdila předpokládaná závislost, v prvním modelu však nikoli (více toto bylo diskutováno v kapitole 4.3.3). Lze tedy tvrdit, že po legalizaci konopí v Coloradu 1. 1. 2014 se v jeho hlavním městě Denveru zvýšila míra násilné kriminality, kdežto míra celkové kriminality klesla. V období po legalizaci se tedy meziměsíční rozdíly v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel v Denveru snížily o 11,83 jednotek, meziměsíční rozdíly v počtu násilných trestných činů na 100 000 obyvatel vzrostly o 0,67 jednotek.

Proměnná *Den* vyšla rovněž statisticky významná, v prvním a třetím modelu na 1% hladině významnosti, v modelu druhém na 5% hladině významnosti. Jelikož míra kriminality za sledované období roste (viz obr. 10, kapitola 3), tj. meziměsíční rozdíly jsou spíše rostoucí, kladný parametr je zde tedy logický (více viz kapitola 2.3). Bude-li se tedy jednat o město Denver, meziměsíční rozdíly v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel budou o 25,61 jednotek vyšší, meziměsíční rozdíly v množství násilných trestných činů na 100 000 obyvatel budou vyšší o 0,59 jednotek a meziměsíční rozdíly v počtu majetkových trestných činů na 100 000 obyvatel budou větší o 7,43 jednotek.

Proměnná *after* ani v jednom modelu nevyšla statisticky významná, což bylo předpokládáno, jelikož se jedná o vliv legalizace konopí na kontrolní skupinu (více viz kapitola 2.3).

V prvním modelu je odhadován vliv legalizace konopí na celkovou kriminalitu. Dle odhadnutých parametrů lze předpokládat, že pokud meziměsíční rozdíl v míře nezaměstnanosti vzroste o jednotku, meziměsíční rozdíl v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel se zvýší o 27,69 jednotek (tento parametr je významný na 1% hladině významnosti). Vzroste-li meziměsíční rozdíl v průměrné teplotě vzduchu o jednotku, meziměsíční rozdíl množství celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel se zvýší o 3,27 jednotek (parametr je rovněž významný na 1% hladině významnosti). V případě, že se zvýší meziměsíční rozdíl v indexu ekonomických podmínek o jednotku, meziměsíční rozdíl v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel se zvýší o 20,33 jednotek (koeficient je opět významný na 1% hladině významnosti). Ostatní parametry v prvním modelu nevyšly statisticky významné a netřeba je komentovat.

Ve druhém modelu je zkoumán dopad legalizace konopí na násilnou kriminalitu. Zvýší-li se u tohoto modelu meziměsíční rozdíl míry nezaměstnanosti o jednotku, meziměsíční rozdíl počtu násilných trestných činů na 100 000 obyvatel vzroste o 0,61 jednotek (parametr je významný na 10% hladině významnosti). Pokud vzroste meziměsíční rozdíl průměrné teploty vzduchu o jednotku, meziměsíční rozdíl množství násilných trestných činů na 100 000 obyvatel se zvýší o 0,07 jednotek (koeficient je významný na 1% hladině významnosti). Zbylé parametry tohoto modelu opět nejsou statisticky významné, proto není potřeba se jimi detailněji zabývat.

Poslední model odhaduje vliv legalizace konopí na majetkovou trestnou činnost. Vzroste-li meziměsíční rozdíl průměrné teploty vzduchu o jednotku, meziměsíční rozdíl v množství majetkových trestných činů na 100 000 obyvatel naroste o 0,85 jednotek (koeficient je významný na 1% hladině významnosti). Jestliže se zvýší meziměsíční rozdíl v indexu ekonomických podmínek o jednotku, meziměsíční rozdíl v počtu majetkových trestných činů na 100 000 vzroste o 6,20 jednotek (parametr je rovněž významný na 1% hladině významnosti). Bude-li se jednat o období ekonomické krize, meziměsíční rozdíl v počtu majetkových trestných činů na 100 000 obyvatel vzroste o 3,35 jednotek (parametr je významný na 10% hladině významnosti). Zbývající parametry modelu nejsou statisticky významné.

Lze tedy říci, že se hypotéza o nárůstu kriminality v Denveru po legalizaci konopí 1. 1. 2014 potvrdila pouze pro násilné trestné činy. Pro celkové trestné činy a přestupky tato hypotéza nebyla potvrzena a lze se tedy domnívat, že užívání konopí může zvyšovat lhostejnost a otupělost a snižovat koncentraci jedince, což vede k redukci takových trestných činů, jako jsou například krádeže vloupáním nebo podvody (více viz kapitola 4.3.3).

Zároveň se u prvního a druhého modelu potvrdil předpoklad o pozitivní korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou celkové a násilné kriminality, u třetího modelu týkajícího se majetkové kriminality tato proměnná nevyšla statisticky významná. U všech třech modelů byla potvrzena hypotéza o tom, že s vyšší průměrnou teplotou vzduchu roste i kriminalita. U prvního a třetího modelu vyšla pozitivní korelace mezi ekonomickým růstem a mírou celkové a majetkové kriminality, hypotéza této práce byla však opačná. Jak už bylo řečeno v kapitole 4.3.3, při růstu ekonomiky může vyšší kriminalitu v některých případech podněcovat rozvíření se pomyslných nůžek mezi bohatou a chudou vrstvou obyvatelstva. Hypotéza o pozitivní korelaci mezi mírou

kriminality a ekonomickou krizí u třetího modelu zkoumajícího majetkovou trestnou činnost nebyla potvrzena, nicméně kapitola 4.3.3 pro to nabízí možné vysvětlení, které spočívá ve snižování kvality příležitostí majetkových trestných činů v období hospodářské recese a tudíž poklesem tohoto druhu kriminality.

5. DISKUZE

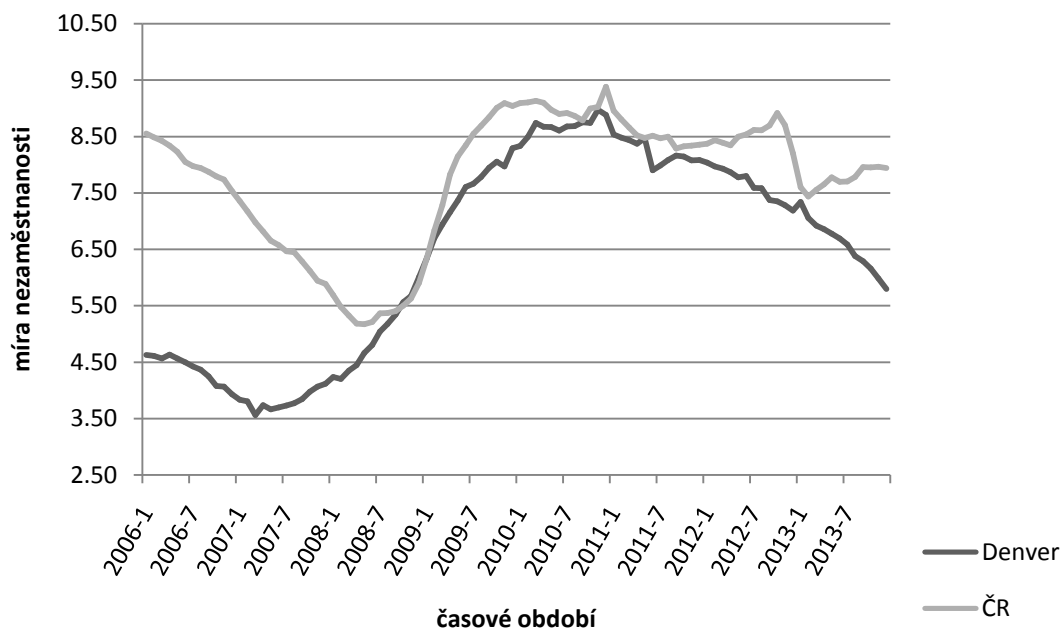
V této kapitole bude diskutován případný efekt legalizace konopí v České republice za využití daných teoretických poznatků (viz kapitoly 1.1, 1.2 a 1.3) a výsledků regresní analýzy (viz kapitola 4.4), které budou na Českou republiku aplikovány.

5.1 POROVNÁNÍ KONTROLNÍCH PROMĚNNÝCH

Na základě předešlé regresní analýzy vyšlo, že se po legalizaci konopí v Denveru snížila míra celkové kriminality a zvýšila míra násilné kriminality. Tento efekt lze tedy předpokládat i u České republiky. Aby ale byla určena co nejpřesnější predikce možného vývoje kriminality v ČR po legalizaci konopí, je nutné prozkoumat jednotlivé proměnné vstupující do regresního modelu, který byl v této práci použit. Bude zkoumán vývoj jednotlivých sezónně očištěných proměnných za období 2006 – 2013, tedy do období vyhlášení legalizace konopí v Denveru. Budou tedy diskutovány případné rozdíly v datech jednotlivých proměnných mezi Denverem a Českou republikou a možnosti, jak tyto rozdíly mohou ovlivnit výsledný efekt legalizace konopí na míru kriminality.

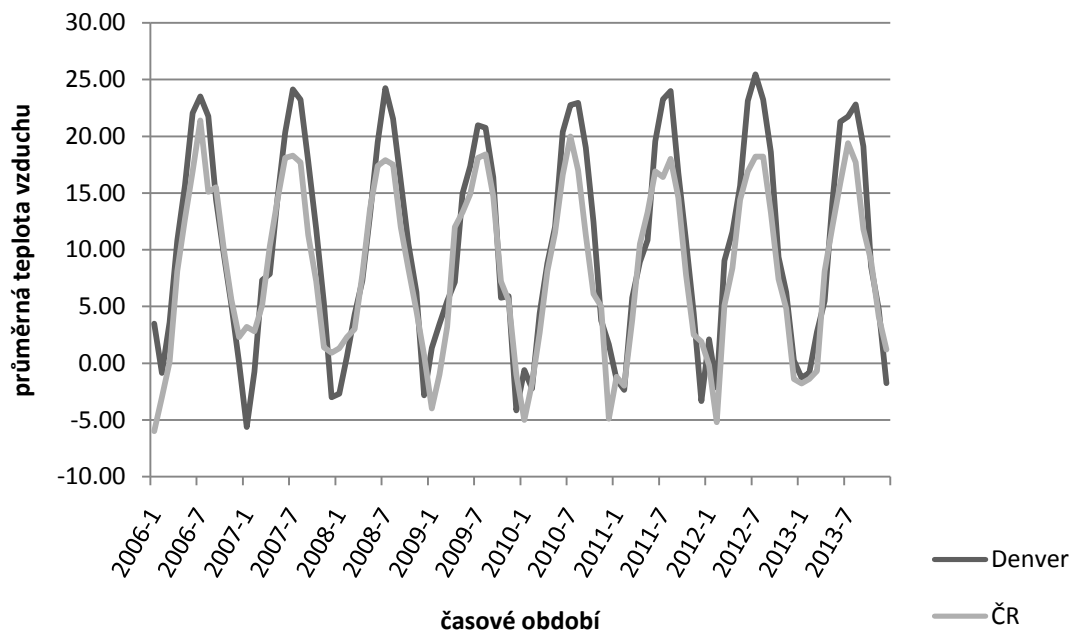
Vývoj míry nezaměstnanosti v Denveru a České republice je znázorněn na grafu na obrázku 23. Jak je z grafu patrné, od roku 2008 do poloviny roku 2013 má míra kriminality v Denveru i v ČR velmi podobný průběh. Na konci sledovaného období však Česká republika vykazuje poměrně vyšší míru nezaměstnanosti než Denver. Je tedy možné předpokládat, že vyšší míra nezaměstnanosti v České republice přetrvává a přiblížení těchto měr mohlo být způsobeno například ekonomickou krizí v r. 2008, na kterou Spojené státy americké reagovaly silněji. Lze se domnívat, že tato vyšší míra nezaměstnanosti je spojena se sociální politikou daných států, jelikož sociální dávky a podpory v nezaměstnanosti vyplácené v Americe jsou daleko nižší než v ČR. Podpora v nezaměstnanosti se v Americe pohybuje maximálně ve výši 20 % z předchozí čisté mzdy občana (Ministerstvo práce a sociálních věcí). V ČR oproti tomu má jedinec nárok na 45 % průměrného měsíčního čistého výdělku, pokud odejde z práce z vlastní vůle. Pokud dostane výpověď, má první dva měsíce nárok až na 65 %, další dva měsíce na 50 % a po zbývajících dobu na 45 % průměrného čistého výdělku (Ministerstvo práce a sociálních věcí).

Při předpokladu, že je odlišnost míry nezaměstnanosti má příčinu v rozdílech v sociální politice zemí, se lze domnívat, že míra kriminality by tímto rozdílem nebyla výrazně ovlivněna a efekt legalizace by zůstal podobný.



Obrázek 23 – vývoj míry nezaměstnanosti v Denveru a v České republice.

Zdroj dat – Bureau of Labour Statistics, Ministerstvo práce a sociálních věcí.



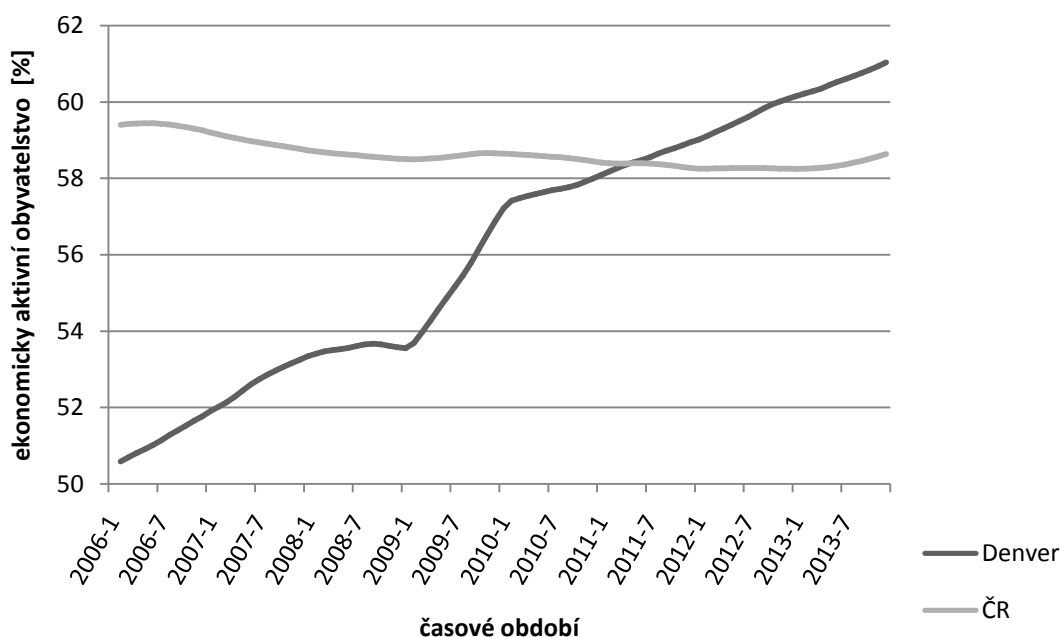
Obrázek 24 – vývoj průměrné teploty vzduchu v Denveru a v České republice.

Zdroj dat – U. S. Climate Data, Český hydrometeorologický ústav.

Graf na obr. 24 představuje vývoj průměrné teploty vzduchu v Denveru a České republice. Průměrná teplota vzduchu v Denveru nebyla pro tyto účely sezónně očištěná a byla převedena ze stupňů Fahrenheita do stupňů Celsia. Z grafu je zřejmý velmi podobný trend této proměnné pro obě území. Letní teploty v Denveru dosahují v průměru lehce vyšších hodnot, nicméně rozdíly jsou tak minimální, že lze opět předpokládat podobný efekt legalizace na míru kriminality.

Další proměnná v předchozím modelu představovala procentuální zastoupení ekonomicky aktivního obyvatelstva v populaci. Toto obyvatelstvo sestává z osob zaměstnaných a nezaměstnaných, kteří aktivně hledají práci. Porovnání dat této proměnné prezentuje graf na obr. 25. Nebylo pracováno s prvním pozorováním (tj. leden 2006), které ubylo z důvodu sezónního očištění dané proměnné pro Denver.

Z grafu je opět patrný vliv rozdílní sociální politiky těchto zemí. V České republice nemusí být obyvatelé z důvodu štedrého sociálního systému příliš aktivní ve shánění nové práce a procentuální zastoupení aktivního obyvatelstva se tedy nijak výrazně nemění. V Denveru se oproti tomu procentuální zastoupení aktivního obyvatelstva zvyšuje, jelikož není lehké vyžít z takového minima, jaké poskytuje sociální politika Spojených států amerických. Lze předpokládat, že výrazný nárůst ekonomicky aktivního obyvatelstva v Denveru v období 01/2009 – 01/2010 je způsoben zotavováním se z ekonomické krize.

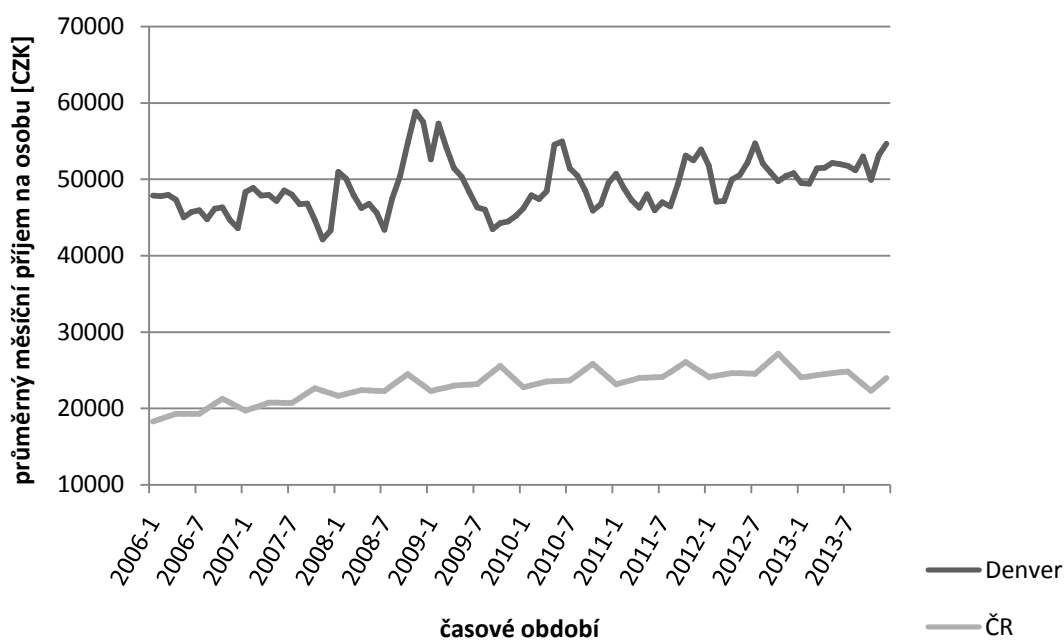


Obrázek 25 – vývoj procentuální zastoupení ekonomicky aktivního obyvatelstva v Denveru a v ČR.

Zdroj dat – Bureau of Labour Statistics, Český statistický úřad.

Graf na obr. 26 zachycuje vývoj průměrného měsíčního příjmu na osobu v CZK. V práci byla použita data týkající se průměrného týdenního příjmu na osobu v dolarech, pro účely této kapitoly byla tato data převedena na průměrný měsíční příjem na osobu v dolarech. Následně pomocí historických kurzů k jednotlivým měsícům byly údaje převedeny na průměrné měsíční příjmy v CZK na osobu. Na základě měsíčních komparativních cenových hladin napříč státy byla tato data ještě očištěna o rozdíly v cenových hladinách České republiky a Spojených států amerických. Na základě statistik OECD byl každý rok očištěn příslušným indexem vyjadřujícím poměr cenových hladin v daném roce.¹² Pro Českou republiku byla použita extrapolovaná čtvrtletní data.

Z grafu je zřejmé, že průměrné příjmy v Denveru jsou zhruba dvojnásobně vyšší než průměrné příjmy v České republice. To je způsobeno tím, že Amerika dosahuje vyšší ekonomické úrovně než Česká republika. Jelikož je tedy tato odlišnost rovněž vysvětlena, efekt legalizace by opět tímto rozdílem neměl být výrazně ovlivněn. A jelikož tato proměnná v regresní analýze této práce vyšla statisticky významná pouze u třetího modelu zabývajícího se majetkovou kriminalitou, lze se tedy domnívat, že příjem nemá na výši kriminality podstatný vliv.



Obrázek 26 – vývoj průměrného měsíčního příjmu na osobu v CZK v Denveru a v ČR.

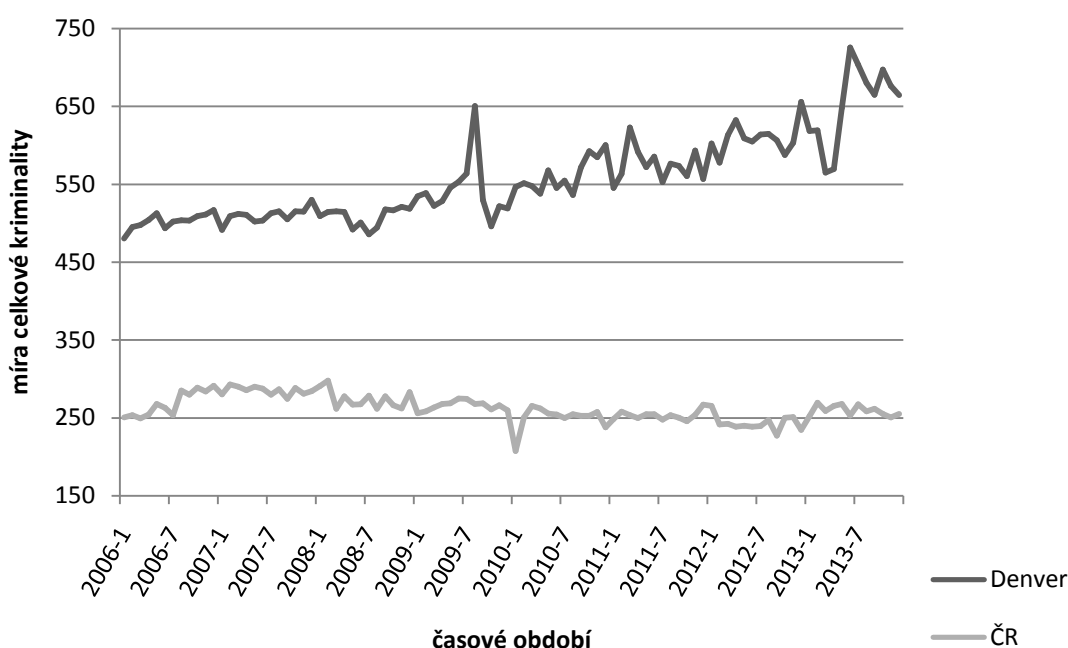
Zdroj dat – Federal Reserve Economic Data, Český statistický úřad.

¹² Organisation for Economic Co-operation and Development. Comparative price levels. Dostupné online: <<https://stats.oecd.org>>

Poslední kontrolní proměnná použitá v modelech této práce představovala index ekonomických podmínek vyjadřující ekonomický růst dané oblasti. V České republice bohužel neexistuje ekvivalent k tomuto indexu, který byl vypočítán pouze pro americké státy (Arias a kol., 2014) Vývoj této proměnné tak nelze s Českou republikou srovnávat.

Na základě porovnání vývoje jednotlivých proměnných Denveru s Českou republikou tedy nebyla nalezena žádná výrazná odlišnost, která by mohla způsobit odlišný výsledný efekt legalizace na míru kriminality. Nicméně je nutné si uvědomit, že tento efekt je ovlivňován spoustou dalších aspektů, které by si žádaly další podrobnou analýzu.

Jak je patrné z grafu na obr. 27, míra celkové kriminality v Denveru vykazuje v průběhu času rostoucí trend. Na základě výsledků regresní analýzy této práce by tedy po legalizaci konopí měla míra celkové kriminality poklesnout. V České republice je tento trend spíše klesající. Při předpokladu stejného efektu legalizace konopí v ČR by se tento pokles nejspíše ještě zvýšil. Pro přesnější predikci by opět bylo nutná další detailnější analýza této problematiky.



Obrázek 27 – Vývoj míry celkové kriminality v Denveru a v ČR.

Zdroj dat – Denver Police Department, Policie České republiky.

5.2 POTENCIÁL ZDANĚNÍ KONOPÍ

Dle výsledků této práce, legalizace konopí snížila míru celkové kriminality a zvýšila míru násilné kriminality v Denveru. Na základě diskuze v kapitole 5.1 by nejspíš tento efekt byl v České republice podobný. Pokud by byly vhodně alokovány prostředky získané legalizací (výběry daní a zrušení investic do protidrogové politiky týkající se konopí), efekt nárůstu násilné kriminality by mohl být vyvrácen a násilné trestné činy by mohly dokonce klesnout.

V této kapitole bude na základě dat ze Spojených států amerických odhadnuta možná výše prostředků získaných po případné legalizaci v České republice. Dále pak bude diskutován potenciál těchto peněz v ekonomice a případné optimální zdanění konopí.

V tabulce na obr. 28 je zachycen výpočet odhadované částky získané z případné legalizace v České republice. První sloupec představuje výši prostředků vybraných v Coloradu za jednotlivé měsíce roku 2014 v tisíci dolarech. Tyto prostředky byly pomocí kurzů v daných měsících převedeny na měnu České republiky v tisících korunách.

2014	částka ¹³ [tUSD]	kurz ¹⁴	částka [tCZK]	částka [tCZK]/1000	poměr c. hladin ¹⁵	částka' [tCZK]/1000	částka' [CZK] - ČR
01	3 520	20,20	71 085	13,27	1,55	8,54	90 009
02	4 093	20,09	82 236	15,35	1,55	9,88	104 129
03	4 981	19,82	98 713	18,43	1,55	11,86	124 993
04	5 273	19,87	104 803	19,57	1,55	12,59	132 703
05	5 716	20,00	114 308	21,34	1,55	13,74	144 740
06	6 522	20,20	131 720	24,59	1,55	15,83	166 787
07	7 407	20,28	150 223	28,05	1,55	18,05	190 216
08	7 741	20,89	161 705	30,19	1,55	19,43	204 755
09	7 233	21,39	154 733	28,89	1,55	18,59	195 926
10	7 643	21,77	166 376	31,06	1,55	19,99	210 669
11	7 466	22,18	165 601	30,92	1,55	19,90	209 688
12	8 558	22,40	191 702	35,79	1,55	23,03	242 738
	76 152						2 017 352

Obrázek 28 – Odhad možné výše prostředků získaných z legalizace konopí v ČR.

Zdroj dat – Colorado Department of Revenue.

¹³ Colorado Marijuana Tax Data. Dostupné online: <<https://www.colorado.gov/pacific/revenue/colorado-marijuana-tax-data>>

¹⁴ Česká národní banka. Dostupné online: <<http://www.cnb.cz/cs/index.html>>

¹⁵ Organisation for Economic Co-operation and Development. Comparative price levels. Dostupné online: <<https://stats.oecd.org>>

Dále byla tato částka vypočítána pro 1 000 obyvatel a očištěna o rozdíly v cenových hladinách na základě indexu vyjadřujícího poměr cenových hladin České republiky a Spojených států amerických za rok 2014. Nakonec byla výše vybraných prostředků přepočítána na počet obyvatel České republiky za rok 2014.

V Coloradu se podle dat tedy vybralo 76,152 mil. dolarů, v ČR by to dle odhadů mohlo činit zhruba 2,017 mld. Kč.

Jak je patrné z tabulky na obr. 4 v kapitole 1.4, celkové výdaje z veřejných rozpočtů na protidrogovou politiku činily za rok 2014 v České republice 1,254 mld. Kč, přičemž na prevenci drogové politiky bylo vyčleněno 39,994 mil. Kč. Ostatní výdaje na protidrogovou politiku (jako jsou například záchytné stanice, léčba a následná péče) nejsou pro tuto diskuzi důležité, jelikož by byly vynakládány i v případě legalizace konopí. Z tabulky na obrázku 29 níže (Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti, 2014, 165 str.) je zřejmé, že podíl zadržených osob za výrobu, pašování a prodej konopných látek, za držení konopných látek pro vlastní potřebu a za šíření toxikomanie je 40,3 % z osob zadržených za tyto trestné činnosti související s ostatními drogami. Na základě těchto dat lze tedy vytvořit zjednodušený předpoklad, že za rok 2014 se na prevenci užívání konopných látek z veřejných rozpočtů vydalo 40,3 % z 39,994 mil. Kč, tedy zhruba 16,118 mil. Kč.

Tyto prostředky by po případné legalizaci konopí mohly být pošetřeny právě například na boj s kriminalitou (zejména pak s násilnou kriminalitou, u které je předpokládán nárůst) a snahu o její prevenci. Toho by mohlo být dosaženo například zvýšením počtu bezpečnostních složek, což by díky vyšší pravděpodobnosti dopadení pro pachatele znamenalo zvýšení nákladů na spáchání trestného činu. Další možností prevence kriminality je větší informování veřejnosti o možnostech ochrany před trestnou činností – v praxi to představuje individuální nebo skupinové psychologické, právní a zdravotní poradenství a trénink v obranných strategiích. Zvláštní pozornost by měla být rovněž zaměřena na pozitivní ovlivňování zejména dětí, mládeže a rizikových jedinců (závislí, dlouhodobě nezaměstnaní apod.) pomocí výchovných, vzdělávacích, volnočasových nebo osvětových aktivit (Ministerstvo vnitra České republiky).

Droga	Výroba/pěstování, pašování a prodej		Držení a pěstování pro vlastní potřebu		Šíření toxikomanie		Celkem	
	Počet	Podíl (%)	Počet	Podíl (%)	Počet	Podíl (%)	Počet	Podíl (%)
Konopné látky	1 052	32,8	500	73,7	29	78,4	1 581	40
Pervitin	2 004	62,4	138	20,4	2	5,4	2 144	55
Kokain	36	1,1	12	1,8	0	-	48	1
Heroin	29	0,9	3	0,4	0	-	32	1
Extáze	21	0,7	12	1,8	0	-	33	1
LSD	2	0,1	0	-	0	-	2	0
Amfetamin	4	0,1	0	-	0	-	4	0
Ostatní drogy	62	1,9	13	1,9	6	16,2	81	2
Celkem osob	3 210	100	678	100	37	100	3 925	100

Obrázek 29 – počet zadržených osob podle jednotlivých drog a typu primární drogové činnosti v r. 2014.

Zdroj dat – Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti.

Jelikož se v Coloradu po legalizaci konopí zvýšilo procentuální zastoupení jeho uživatelů v populaci starší 18 let – z 12,9 % na 13,6 % (Colorado Department of Public Health & Environment, 2014), lze předpokládat nárůst uživatelů konopí i v České republice po případné legalizaci konopí. Tento nárůst je rovněž nutné brát v úvahu. To by s sebou nutně neslo i zvýšení výdajů na léčby, záchytné stanice, následnou péči atd. (více viz obr. 4, kapitola 1.4). Aby tedy bylo možné analyzovat vliv legalizace na státní rozpočet, prostředky získané díky legalizaci by musely být poníženy o nárůst těchto výdajů.

Jak vyplývá z Beckerovy studie (kapitola 1.3), pro stanovení optimální výše zdanění legální drogy (v tomto případě konopí) je nutné znát výši nákladů, které vynakládají obchodníci s konopím v šedé ekonomice na daňové úniky. Pokud totiž bude daň stanovena těsně pod výší těchto nákladů, obchodníci v legálním sektoru budou více profitabilní než obchodníci v šedé ekonomice. Postupně tak budou z trhu vytlačeni nebo přejdou do legálního sektoru. Optimální sazba daně z legálního statku je tak efektivnější než optimální výdaje na dopadení obchodníků v případě nelegálního statku (více viz kapitola 1.3).

Pro analýzu stanovené daně z konopí v Coloradu a případné daně v České republice bude tedy porovnávána výše sazeb daní s náklady na daňové úniky (pro

zjednodušení budou tyto náklady vyjádřeny výší trestu za daňové úniky) pro jednotlivé země.

Výše daní z prodeje konopí v Coloradu¹⁶ je zachycena v tabulce na obr. 30, přičemž daň z obratu se týká maloobchodního prodeje konopí a veškerého zboží obsahující konopí. Státní daň z obratu se vztahuje na všechna hmotná aktiva.

Druh daně	Sazba
<i>Spotřební daň</i>	15 %
<i>Daň z obratu</i>	10 %
<i>Státní daň z obratu</i>	2,9 %

Obrázek 30 – výše sazeb jednotlivých daní z konopí v Coloradu.

Zdroj dat – Department of Revenue, Colorado.

Peněžitý trest za daňové úniky v České republice není v aktuálním trestním zákoníku 40/2009 Sb. pro jednotlivce jasně stanovený, odvíjí se od závažnosti a rozsahu daňového úniku. Nicméně ve starší verzi trestního zákoníku 140/1961 Sb. je peněžitý trest pro jednotlivce stanoven v rozmezí od 2 000 do 5 000 000 Kč, lze tedy předpokládat podobné rozmezí i nyní. Trest odnětí svobody se v aktuálním trestním zákoníku pohybuje od šesti měsíců do tří let. V Coloradu je peněžitý trest za daňové úniky stanoven v rozmezí o 1 000 do 100 000 dolarů pro jednotlivce. Dále je určen trest odnětí svobody v maximální výši tří let. Pokud je 100 000 dolarů přepočítáno pomocí aktuálního kurzu (24,73 korun za dolar) a poměru cenových hladin v USA a ČR (1,69) na koruny, vyjde po zaokrouhlení částka 1 460 000 Kč. Je tedy patrné, že peněžitý trest za daňové úniky může v České republice dosahovat až 3,4krát vyšších hodnot než v Coloradu, trest odnětí svobody je v obou zemích zhruba stejný.

Při výše zmíněném předpokladu, že optimální daň je nastavena těsně pod hranicí nákladů obchodníků s konopím na daňové úniky, by Česká republika tedy mohla po případné legalizaci nastavit na konopí ještě vyšší daň, než je nyní zavedena v Coloradu. Nicméně zhodnocení toho, zda je tato daň v Coloradu optimální, by vyžadovalo mnohem detailnější analýzu.

¹⁶ Department of Revenue, Colorado. Taxation Division. Dostupné online: < <https://www.colorado.gov/pacific/tax/marijuana-taxes-file> >

Z této kapitoly tedy plyne, že po případné legalizaci konopí v České republice by se nejspíše míra celkové kriminality snížila, zato míra násilné kriminality by nejspíše vzrostla. Pokud by však byla optimálně nastavená sazba daně na konopí a pokud by prostředky získané případnou legalizací (díky zavedení daní a zrušení investic do prevence užívání konopí) byly efektivně alokovány ve společnosti, například na boj proti násilné kriminalitě a snahu o její prevenci, efekt legalizace konopí na míru násilné kriminality by to mohlo zvrátit a její nárůst by byl méně výrazný nebo téměř žádný.

ZÁVĚR

Tato práce si kladla za cíl zjistit efekt legalizace konopí v Denveru na míru jednotlivých druhů kriminality a následně aplikovat tyto poznatky na Českou republiku. Byla proto tedy provedena kvantifikace třech modelů (zvláště pro celkové, násilné a majetkové trestné činy) za využití metody difference-in-differences s měsíčními panelovými daty za období 2006 – 2014. Hypotéza této práce představovala pozitivní závislost mezi užíváním konopí a mírou kriminality, předpokládal se tedy nárůst míry kriminality po legalizaci konopí v Coloradu. Tato hypotéza byla potvrzena u násilné kriminality, avšak nebyla potvrzena u celkové kriminality. Efekt u majetkové kriminality v tomto ohledu nevyšel statisticky významně, netřeba jej tedy zmiňovat. Na základě výsledků této práce tedy po legalizaci konopí klesly v Denveru meziměsíční rozdíly v počtu celkových trestných činů a přestupků na 100 000 obyvatel o 11,83 jednotek a meziměsíční rozdíly v počtu násilných trestných činů na 100 000 obyvatel se zvýšily o 0,67 jednotek.

Dle teoretických studií užívání konopí především zvyšuje agresivní chování jedince, což koresponduje s nárůstem násilné kriminality. Nicméně na základě regresní analýzy této práce nemusí být ostatní druhy kriminality užíváním konopí tolik ovlivněny, ba naopak může u nich nastat opačný efekt, a to snížení kriminality.

Tyto výsledky byly následně aplikovány na Českou republiku a porovnáním jednotlivých kontrolních proměnných vstupujících do modelu s daty ČR byly zkoumány případné rozdíly v datech a možnosti, jak by tyto rozdíly ovlivnily výsledný efekt případné legalizace v ČR. Jelikož byl vývoj těchto proměnných v ČR velmi podobný, lze se domnívat, že by efekt případné legalizace na míru kriminality v České republice byl rovněž podobný – míra celkové kriminality by se tedy snížila a míra násilné kriminality by vzrostla. Pro přesnější predikci by nicméně bylo nutná další podrobná analýza této problematiky. Rovněž bylo z diskuze odvozeno, že by Česká republika mohla po případné legalizaci nastavit na konopí ještě vyšší sazbu daně, než je tomu nyní v Coloradu. Vycházelo se při tom z porovnávání nákladů na vyhnutí se daním v případě legálního statku a výše sazby daně.

Po případné legalizaci konopí v České republice by se tedy na základě této práce nejspíše míra celkové kriminality snížila a míra násilné kriminality by nejspíše vzrostla. Pokud by se však optimálně nastavila sazba daně na konopí a pokud by prostředky (získané z těchto daní a zrušením investic do prevence užívání konopí) byly efektivně

alokovány ve společnosti (například na boj proti násilné kriminalitě a snahu o její prevenci), efekt legalizace konopí na míru násilné kriminality by to mohlo zvrátit a její nárůst by mohl být méně výrazný nebo téměř žádný.

POUŽITÁ LITERATURA

- ARIAS, MARIA A., GASCON CH., RAPACH D. Metro Business Cycles [online]. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2014 [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <https://research.stlouisfed.org/wp/2014/2014-046.pdf>
- ARSENEAULT L., MOFFITT T. E., et. al., 2000. Mental disorders and violence in a total birth cohort. *Arch Gen Psychiatry* 57: 979–986.
- BECKER, GARY S., MURPHY, KEVIN, 2004. The Market for Illegal Goods: The Case of Drugs. *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 1, pp. 38-60. DOI: 10.3386/w10976. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/10.1086/498918>.
- BECKER, GARY S., 1968. Crime and Punishment: An Economic Approach. *The Journal of Political Economy*, Vol. 76, No. 2, pp. 169-217.
- BECKER, GARY S., MURPHY K., 1988. A Theory of Rational Addiction. *Journal of Political Economy* 96 (4). The University of Chicago Press: 675–700. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1830469>.
- BECKER, GARY S., GROSSMAN M., MURPHY K., 1991. Rational Addiction and the Effect of Price on Consumption. *The American Economic Review* 81 (2). American Economic Association: 237–41. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2006861>.
- BĚLÁČKOVÁ, VENDULA, 2007. Ekonomická analýza drogových trhů [online] [cit. 2013-12-01]. Diplomová práce VŠE. Dostupné z: http://www.drogy-info.cz/data/download/91525/394266/file/9_Ekonomicka_analyza_drogovych_trhu_ePub.pdf.
- BENNETT, RICHARD R., 1991. Development and Crime: A Cross-national, Time-series Analysis of Competing Models. *The Sociological Quarterly* 32 (3). Wiley: 343–63. <http://www.jstor.org/stable/4120912>.
- BERRIDGE, V. (1989) "Historical Issues". In: MacGregor, S. *Drugs and British Society: Responses to a Social Problem in the Eighties*. London: Routledge, 1989. ISBN 9780415017527.
- BRADY S. S., TSCHANN J. M., et. al., 2008. Violence involvement, substance use, and sexual activity among Mexican-American and European-American adolescents. *J Adolesc Health* 43: 285–295.
- BUREAU OF LABOUR STATISTICS [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: <http://www.bls.gov/>.

- CANTOR, D., KENNETH C. LAND, 1985. Unemployment and Crime Rates in the Post-world War II United States: A Theoretical and Empirical Analysis. *American Sociological Review* 50 (3). American Sociological Association: 317–32. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2095542>.
- COHN, E. G., 1990. Weather and Crime. *Brit. J. Criminol.* Vol. 30, No. 1, pp. 51-64.
- COLORADO CRIMINAL CODE. Law Resources [online]. [cit. 2015-12-18]. Dostupné z: <https://law.resource.org/pub/us/code/co/colorado.xml.older/code11.18.html>.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA [online]. [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cs/index.html>.
- ČESKÝ HYDROMETEOROLOGICKÝ ÚSTAV [online]. [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <http://portal.chmi.cz/>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD [online]. [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/>.
- DEMBO R., WASHBURN M., et al., 1987. Further examination of the association between heavy marijuana use and crime among youths entering a juvenile detention center. *J Psychoactive Drugs* 19: 361–373.
- DENVER POLICE DEPARTMENT [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: <https://www.denvergov.org/content/denvergov/en/police-department.html>.
- DEPARTMENT OF PUBLIC HEALTH & ENVIRONMENT, COLORADO. Marijuana Use in Colorado. [online]. [cit. 2015-12-17]. Dostupné z: <https://www.colorado.gov/cdphe/marijuanause>.
- DEPARTMENT OF REVENUE, COLORADO. Marijuana Tax Data. [online]. [cit. 2015-12-16]. Dostupné z: <https://www.colorado.gov/pacific/revenue/colorado-marijuana-tax-data>.
- DEPARTMENT OF REVENUE, COLORADO – Taxation Division. Marijuana Taxes. [online]. [cit. 2015-12-16]. Dostupné z: <https://www.colorado.gov/pacific/tax/marijuana-taxes-file>.
- FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.
- FREISTHLER B., KEPPLER N. J., SIMS R., MARTIN S. E., 2013. Evaluating medical marijuana dispensary policies: Spatial methods for the study of environmentally-based interventions. *Am J Community Psychol* 51: 278–288
- GREEN K. M., DOHERTY E. E., et. al., 2010. Does heavy adolescent marijuana use lead to criminal involvement in adulthood? Evidence from a multiwave longitudinal study of urban African Americans. *Drug Alcohol Depend* 112: 117–125.

- HAMPEL D., BLAŠKOVÁ V. *Ekonometrie 2*. Brno: Mendelova univerzita, 2011. ISBN 978-80-7375-540-9.
- HARRISON NARCOTICS TAX ACT, 1914. Drug Library [online]. [cit. 2015-12-06]. Dostupné z: <http://www.druglibrary.org/schaffer/history/e1910/harrisonact.htm>.
- HUŠEK, ROMAN. *Ekonometrická analýza*. Oeconomica, 2007. ISBN 9788024513003.
- KALINA, KAMIL, 1993. *Koncepce a program protidrogové politiky 1993 – 1996*, Praha: Ministerstvo vnitra ČR.
- KALINA, KAMIL. *Drogy a drogové závislosti: mezioborový přístup*. 1. vydání. Praha, 2003. 319 s. ISBN 80-86734-05-61.
- KEPPLE N. J., FREISTHLER B., 2012. Exploring the ecological association between crime and medical marijuana dispensaries. *J Stud Alcohol Drugs* 73: 523–530
- KRKOŠKOVÁ Š., RÁČKOVÁ A., ZOUHAR J. *Základy ekonometrie v příkladech*. Oeconomica, 2010. 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7.
- LEE, LI WAY, 1993. Would Harassing Drug Users Work?. *Journal of Political Economy* 101 (5). University of Chicago Press: 939–59. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2138603>.
- MATSUDA M. J., 2009. Local economic investment and crime: Neighborhood chase in Washington, DC. ISBN: 9781109633061. Dostupné z: http://drum.lib.umd.edu/bitstream/handle/1903/10025/Matsuda_umd_0117N_11009.pdf;jsessionid=DB53DCBD5519FEB5953F84D43979FFDE?sequence=
- MELLO DE LUIZ, 2010. *Growth and Sustainability in Brazil, China, India, Indonesia and South Africa*. OECD Publishing. 188 s. ISBN: 9789264090194.
- MINISTERSTVO PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ [online]. [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/>.
- MINISTERSTVO PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ. *Národní strategie protidrogové politiky na období 2010 až 2018* [online]. : 31 str. [cit. 2015-12-21]. Dostupné z: <http://www.mvcr.cz/soubor/narodni-strategie-protidrogove-politiky-2010-2018-pro-jednani-pdf.aspx>.
- MINISTERSTVO VNITRA ČESKÉ REPUBLIKY. *Prevence kriminality*. [online]. [cit. 2015-12-18]. Dostupné z: <http://www.mvcr.cz/clanek/web-o-nas-prevence-prevence-kriminality>.
- MIRON, JEFFREY A., AND JEFFREY ZWIEBEL, 1995. The Economic Case Against Drug Prohibition. *The Journal of Economic Perspectives* 9 (4). American Economic Association: 175–92. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2138396>.

- MORRIS R.G., TENEYCK M., BARNES J.C., KOVANDZIC T.V., 2014. The Effect of Medical Marijuana Laws on Crime: Evidence from State Panel Data, 1990-2006. PLoS ONE 9(3): e92816. DOI:10.1371/journal.pone.0092816. Dostupné z: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3966811/>.
- NÁRODNÍ MONITOROVACÍ STŘEDISKO PRO DROGY A ZÁVISLOSTI. Výroční zpráva o stavu ve věcech drog v České republice v roce 2014 [online]. Praha, 2015 [cit. 2015-12-16]. ISBN 978-80-7440-134-3. Dostupné z: http://www.drogy-info.cz/data/obj_files/23496/683/VZ_2014_fin_www.pdf.
- NOŽINA, MIROSLAV, 1997. Svět drog v Čechách. Koniasch Latin Press. 348 s. ISBN 80-85917-36-X.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. Comparative price levels. [online]. [cit. 2015-12-16]. Dostupné z: <https://stats.oecd.org/>.
- PACULA, ROSALIE LICCARDO, 2010. Examining the Impact of Marijuana Legalization on Marijuana Consumption: Insights from the Economics Literature. Dostupné z: http://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/working_papers/2010/RAND_WR770.pdf.
- PEDERSEN W., SKARDHAMAR T., 2010. Cannabis and crime: Findings from a longitudinal study. Addiction 105 (1): 109–118.
- PHILADELPHIA POLICE DEPARTMENT [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: <https://phillypolice.com/>.
- POLICIE ČESKÉ REPUBLIKY [online]. [cit. 2015-12-15]. Dostupné z: <http://www.policie.cz/>.
- RADA VLÁDY PRO KOORDINACI PROTIDROGOVÉ POLITIKY. Vláda České republiky [online]. [cit. 2015-12-08]. Dostupné z: <http://www.vlada.cz/cz/ppov/protidrogova-politika/protidrogova-politika-72746/>.
- RADIMECKÝ, JOSEF. Česká drogová politika 1993 – 2003: analýza vývoje. Klinika adiktologie [online]. 2006 [cit. 2015-12-08]. Dostupné z: <http://www.adiktologie.cz/cz/articles/detail/90/221/>.
- RAPHAEL S., WINTER-EBMER R., 2001. Identifying the Effect of Unemployment on Crime. Journal of Law and Economics, Vol. 44, No. 1 pp. 259-283. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/10.1086/320275>
- REINGLE J. M., JENNINGS W. G., et. al., 2012. The relationship between marijuana use and intimate partner violence in a nationally representative, longitudinal sample. J Interpers Violence 27: 1562–1578

- REUTER, PETER H., 2010. Marijuana Legalization: What Can Be Learned from Other Countries? Dostupné z: http://130.154.3.8/content/dam/rand/pubs/working_papers/2010/RAND_WR771.pdf.
- SAFFER, HENRY, CHALOUPKA, FRANK, 1999. The Demand for Illicit Drugs. *Economic Inquiry*, Vol. 37, No. 3, pp. 401-411. DOI: 10.3386/w5238. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w5238.pdf>.
- ŠTEFUNKOVÁ, M., VOPRAVIL, J., BĚLÁČKOVÁ, V. & ZÁBRANSKÝ, T., 2013. Drogová a alkoholová kriminalita v České republice v roce 2007. *Adiktologie*, 13(3-4), 215-226.
- TRESTNÍ ZÁKONÍK č. 40/2009 Sb., § 240. Dostupné z: <http://business.center.cz/business/pravo/zakony/trestni-zakonik/cast2h6d2.aspx>.
- TRESTNÍ ZÁKONÍK č. 140/1961 Sb., § 53. Dostupné z: http://business.center.cz/business/pravo/zakony/trestni_zakon/cast1h4.aspx.
- UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME. Monitoring the Impact of Economic Crisis on Crime[online]. : 70 str. [cit. 2015-12-21]. Dostupné z: https://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/statistics/crime/GIVAS_Final_Report.pdf
- U.S. CENSUS [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: www.census.gov.
- U.S. CLIMATE DATA [online]. [cit. 2015-12-09]. Dostupné z: <http://www.usclimatedata.com/>.
- ÚZIS (ÚSTAV ZDRAVOTNÍ INFORMATIKY A STATISTIKY ČR), 1992. In Kalina, K. 1993. Koncepce a program protidrogové politiky 1993-1996. Praha: Ministerstvo vnitra ČR.

PŘÍLOHY

Odhad regresního modelu pro Denver před legalizací

Denver: Opravená heteroskedasticita, za použití pozorování 2006:02-2013:12 (T = 95)
Závisle proměnná: d_crime

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-91,3647	21,1902	-4,3117	<0,0001	***
d_unemp	24,8189	11,7379	2,1144	0,0374	**
temper	1,79526	0,423285	4,2413	<0,0001	***
d_labor	7,48884	2,35543	3,1794	0,0021	***
d_income	0,112816	0,115946	0,9730	0,3333	
d_growth	13,531	3,90676	3,4635	0,0008	***
crisis	-1,86192	4,4572	-0,4177	0,6772	
d_crime_1	-0,424121	0,0700695	-6,0529	<0,0001	***
d_crime_2	-0,225641	0,0729308	-3,0939	0,0027	***

Statistika založená na vážených datech:

Součet čtverců reziduí	439,4661	Sm. chyba regrese	2,287300
Koeficient determinace	0,534519	Adjustovaný koeficient determinace	0,490187
F(8, 84)	12,05731	P-hodnota(F)	2,60e-11
Logaritmus věrohodnosti	-204,1740	Akaikovo kritérium	426,3480
Schwarzovo kritérium	449,1414	Hannan-Quinnovo kritérium	435,5513
rho (koeficient autokorelace)	0,121137	Durbinovo h	1,584755

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	1,792596	Sm. odchylka závisle proměnné	28,32435
Součet čtverců reziduí	61222,33	Sm. chyba regrese	26,99699

Obrázek 31 – odhad regresního modelu pro Denver před legalizací.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad regresního modelu pro Filadelfii

Filadelfie: OLS, za použití pozorování 2006:02-2014:12 (T = 107)

Závisle proměnná: d_crime

HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-316,087	82,9795	-3,8092	0,0002	***
d_unemp	19,7421	13,1198	1,5048	0,1357	
temper	5,57308	1,43846	3,8743	0,0002	***
d_labor	-5,4768	7,84421	-0,6982	0,4867	
d_income	0,170206	0,342583	0,4968	0,6204	
d_growth	35,5663	8,30039	4,2849	<0,0001	***
crisis	-8,30077	7,27528	-1,1410	0,2567	
d_crime_1	-0,412752	0,0790796	-5,2194	<0,0001	***
d_crime_2	-0,0887547	0,0923605	-0,9610	0,3390	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,352029	Sm. odchylka závisle proměnné	42,72258
Součet čtverců reziduí	116365,5	Sm. chyba regrese	34,81581
Koeficient determinace	0,386978	Adjustovaný koeficient determinace	0,335893
F(8, 96)	12,56596	P-hodnota(F)	3,43e-12
Logaritmus věrohodnosti	-517,0414	Akaikovo kritérium	1052,083
Schwarzovo kritérium	1075,968	Hannan-Quinnovo kritérium	1061,762
rho (koeficient autokorelace)	0,079589	Durbinovo h	1,391757

Obrázek 32 – odhad regresního modelu pro Filadelfii před legalizací.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 1

Model 1: Hromadné OLS, za použití 214 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 107

Závisle proměnná: d_crime

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-242,202	71,4184	-3,3913	0,0008	***
Den	31,3106	8,4601	3,7010	0,0003	***
after	21,2661	2,53911	8,3754	<0,0001	***
Denver*after	-15,8561	1,0389	-15,2624	<0,0001	***
d_unemp	20,2041	8,31042	2,4312	0,0159	**
temper	4,21366	1,26175	3,3395	0,0010	***
d_labor	2,91193	3,79992	0,7663	0,4444	
d_income	0,156028	0,0164568	9,4811	<0,0001	***
d_growth	22,2041	9,04738	2,4542	0,0150	**
crisis	-3,13876	2,27591	-1,3791	0,1694	

Střední hodnota závisle proměnné	0,591194	Sm. odchylka závisle proměnné	36,02094
Součet čtverců reziduí	227570,6	Sm. chyba regrese	33,39973
Koeficient determinace	0,176570	Adjustovaný koeficient determinace	0,140243
Logaritmus věrohodnosti	-1049,362	Akaikovo kritérium	2118,723
Schwarzovo kritérium	2152,383	Hannan-Quinnovo kritérium	2132,325
rho (koeficient autokorelace)	-0,278208	Durbin-Watsonova statistika	2,494852

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 93,493

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(45) > 93,493) = 2,98921\text{e-}005$

Obrázek 33 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro celkovou trestnou činnost.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 2

Model 2: Hromadné OLS, za použití 214 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 107

Závisle proměnná: d_crime1

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-9,7784	1,12825	-8,6669	<0,0001	***
Den	1,12434	0,0506429	22,2014	<0,0001	***
after	0,218086	0,0173215	12,5905	<0,0001	***
Denver*after	0,207367	0,00686487	30,2070	<0,0001	***
d_unemp	-0,543745	0,617746	-0,8802	0,3798	
temper	0,169016	0,0180682	9,3543	<0,0001	***
d_labor	1,10158	0,936152	1,1767	0,2407	
d_income	-0,00966551	0,00622315	-1,5532	0,1219	
d_growth	0,374889	0,0249907	15,0012	<0,0001	***
crisis	0,410891	0,318749	1,2891	0,1988	

Střední hodnota závisle proměnné	0,008688	Sm. odchylka závisle proměnné	1,719186
Součet čtverců reziduí	548,8101	Sm. chyba regrese	1,640197
Koeficient determinace	0,128240	Adjustovaný koeficient determinace	0,089780
Logaritmus věrohodnosti	-404,4229	Akaikovo kritérium	928,8458
Schwarzovo kritérium	962,5056	Hannan-Quinnovo kritérium	942,4474
rho (koeficient autokorelace)	-0,507250	Durbin-Watsonova statistika	3,009668

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 81,279

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(45) > 81,279) = 0,000744535$

Obrázek 34 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro násilnou trestnou činnost.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 3

Model 3: Hromadné OLS, za použití 214 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 107

Závisle proměnná: d_crime2

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-54,7073	33,8234	-1,6174	0,1073	
Den	7,76949	3,88127	2,0018	0,0466	**
after	3,80216	1,09067	3,4861	0,0006	***
Denver*after	-3,4234	0,362173	-9,4524	<0,0001	***
d_unemp	4,76237	1,64182	2,9007	0,0041	***
temper	0,958056	0,593155	1,6152	0,1078	
d_labor	-2,03485	0,819878	-2,4819	0,0139	**
d_income	-0,0752989	0,0332344	-2,2657	0,0245	**
d_growth	8,39123	3,38391	2,4797	0,0140	**
crisis	-2,67751	0,127754	-20,9583	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,049560	Sm. odchylka závisle proměnné	13,18510
Součet čtverců reziduí	32755,78	Sm. chyba regrese	12,67153
Koeficient determinace	0,115411	Adjustovaný koeficient determinace	0,076385
Logaritmus věrohodnosti	-841,9547	Akaikovo kritérium	1703,909
Schwarzovo kritérium	1737,569	Hannan-Quinnovo kritérium	1717,511
rho (koeficient autokorelace)	-0,378643	Durbin-Watsonova statistika	2,718052

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 76,5777

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(45) > 76,5777) = 0,00230223$

Obrázek 35 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro majetkovou trestnou činnost.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 1 – opravená autokorelace

Model 13: Hromadné OLS, za použití 210 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 105

Závisle proměnná: d_crime

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-252,341	64,8806	-3,8893	0,0001	***
Den	33,3827	7,50489	4,4481	<0,0001	***
after	20,1994	1,76838	11,4226	<0,0001	***
Denver*after	-17,0027	0,547962	-31,0290	<0,0001	***
d_unemp	22,5541	5,57487	4,0457	<0,0001	***
temper	4,39475	1,1482	3,8275	0,0002	***
d_labor	1,19187	4,53016	0,2631	0,7927	
d_income	0,126821	0,022048	5,7520	<0,0001	***
d_growth	23,1934	9,35832	2,4784	0,0140	**
crisis	-4,69255	1,966	-2,3868	0,0179	**
d_crime_1	-0,377495	0,0283251	-13,3272	<0,0001	***
d_crime_2	-0,129319	0,0632549	-2,0444	0,0422	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,719031	Sm. odchylka závisle proměnné	36,18450
Součet čtverců reziduí	191043,3	Sm. chyba regrese	31,06228
Koeficient determinace	0,301864	Adjustovaný koeficient determinace	0,263078
Logaritmus věrohodnosti	-1013,358	Akaikovo kritérium	2050,715
Schwarzovo kritérium	2090,881	Hannan-Quinnovo kritérium	2066,953
rho (koeficient autokorelace)	0,022694	Durbin-Watsonova statistika	1,915896

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 135,194

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(68) > 135,194) = 2,35576\text{e-}006$

Obrázek 36 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro celkovou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 1 – opravená heteroskedasticita

Model 14: Opravená heteroskedasticita, za použití 210 pozorování
Závisle proměnná: d_crime

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-187,502	39,5225	-4,7442	<0,0001	***
Den	25,6126	5,65338	4,5305	<0,0001	***
after	15,044	15,9281	0,9445	0,3461	
Denver*after	-11,826	9,6587	-1,2244	0,0348	**
d_unemp	27,6948	10,6018	2,6123	0,0097	***
temper	3,27133	0,688081	4,7543	<0,0001	***
d_labor	-4,08959	5,8501	-0,6991	0,4853	
d_income	0,128456	0,131259	0,9786	0,3290	
d_growth	20,3303	5,66688	3,5876	0,0004	***
crisis	-7,29408	5,34647	-1,3643	0,1740	
d_crime_1	-0,397501	0,0650512	-6,1106	<0,0001	***
d_crime_2	-0,183918	0,0538969	-3,4124	0,0008	***

Statistika založená na vážených datech:

Součet čtverců reziduí	844,9375	Sm. chyba regrese	2,065759
Koeficient determinace	0,330540	Adjustovaný koeficient determinace	0,293348
F(11, 198)	8,887337	P-hodnota(F)	8,68e-13
Logaritmus věrohodnosti	-444,1534	Akaikovo kritérium	912,3068
Schwarzovo kritérium	952,4721	Hannan-Quinnovo kritérium	928,5441

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	0,719031	Sm. odchylka závisle proměnné	36,18450
Součet čtverců reziduí	194899,8	Sm. chyba regrese	31,37423

Obrázek 37 – odhad regresního modelu opravená heteroskedasticita pro celkovou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 2 – opravená autokorelace

Model 15: Hromadné OLS, za použití 210 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 105

Závisle proměnná: d_crime1

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-6,07182	0,0792649	-76,6017	<0,0001	***
Den	0,769317	0,0549333	14,0046	<0,0001	***
after	0,196881	0,0600211	3,2802	0,0012	***
Denver*after	0,456776	0,00538632	84,8028	<0,0001	***
d_unemp	0,00376587	0,112623	0,0334	0,9734	
temper	0,102922	0,000100715	1021,9103	<0,0001	***
d_labor	1,33315	0,86256	1,5456	0,1238	
d_income	-0,0007718	0,00565062	-0,1366	0,8915	
d_growth	0,405759	0,0317458	12,7815	<0,0001	***
crisis	0,308325	0,173798	1,7740	0,0776	*
d_crime_1	-0,763717	0,0200911	-38,0127	<0,0001	***
d_crime_2	-0,318322	0,00695027	-45,8000	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,022509	Sm. odchylka závisle proměnné	1,724887
Součet čtverců reziduí	305,0616	Sm. chyba regrese	1,241255
Koeficient determinace	0,509409	Adjustovaný koeficient determinace	0,482154
Logaritmus věrohodnosti	-337,1847	Akaikovo kritérium	698,3695
Schwarzovo kritérium	738,5347	Hannan-Quinnovo kritérium	714,6068
rho (koeficient autokorelace)	-0,007445	Durbin-Watsonova statistika	2,011030

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 118,143

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(68) > 118,143) = 0,000158348$

Obrázek 38 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro násilnou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 2 – opravená heteroskedasticita

Model 16: Opravená heteroskedasticita, za použití 210 pozorování
Závisle proměnná: d_crime1

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-4,34029	1,0751	-4,0371	<0,0001	***
Den	0,587778	0,2327	2,5259	0,0123	**
after	0,311897	0,260645	1,1966	0,2329	
Denver*after	0,670343	0,339542	1,9743	0,0497	**
d_unemp	0,608589	0,3368	1,8070	0,0723	*
temper	0,0736692	0,0183079	4,0239	<0,0001	***
d_labor	0,0918293	0,33164	0,2769	0,7822	
d_income	-0,00392775	0,0054199	-0,7247	0,4695	
d_growth	0,096773	0,192304	0,5032	0,6154	
crisis	0,14623	0,190059	0,7694	0,4426	
d_crime_1	-0,797026	0,0542221	-14,6993	<0,0001	***
d_crime_2	-0,33118	0,052836	-6,2681	<0,0001	***

Statistika založená na vážených datech:

Součet čtverců reziduí	849,1412	Sm. chyba regrese	2,070892
Koeficient determinace	0,610997	Adjustovaný koeficient determinace	0,589386
F(11, 198)	28,27214	P-hodnota(F)	5,89e-35
Logaritmus věrohodnosti	-444,6745	Akaikovo kritérium	913,3490
Schwarzovo kritérium	953,5142	Hannan-Quinnovo kritérium	929,5863

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	0,022509	Sm. odchylka závisle proměnné	1,724887
Součet čtverců reziduí	347,5747	Sm. chyba regrese	1,324926

Obrázek 39 – odhad regresního modelu opravená heteroskedasticita pro násilnou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 3 – opravená autokorelace

Model 17: Hromadné OLS, za použití 210 pozorování

Zahrnuto 2 průřezových jednotek

Délka časové řady = 105

Závisle proměnná: d_crime2

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-59,08	24,1492	-2,4465	0,0153	**
Den	8,85667	2,57833	3,4350	0,0007	***
after	3,92337	0,500932	7,8321	<0,0001	***
Denver*after	-4,5497	0,211763	-21,4849	<0,0001	***
d_unemp	4,80241	0,15348	31,2902	<0,0001	***
temper	1,02744	0,422209	2,4335	0,0158	**
d_labor	-1,89657	0,409291	-4,6338	<0,0001	***
d_income	-0,0460821	0,039359	-1,1708	0,2431	
d_growth	7,89151	3,27368	2,4106	0,0168	**
crisis	-3,14832	0,733626	-4,2914	<0,0001	***
d_crime_1	-0,47557	0,0154359	-30,8093	<0,0001	***
d_crime_2	-0,161285	0,062296	-2,5890	0,0103	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,000110	Sm. odchylka závisle proměnné	13,24468
Součet čtverců reziduí	25638,08	Sm. chyba regrese	11,37916
Koeficient determinace	0,300712	Adjustovaný koeficient determinace	0,261863
Logaritmus věrohodnosti	-802,4734	Akaikovo kritérium	1628,947
Schwarzovo kritérium	1669,112	Hannan-Quinnovo kritérium	1645,184
rho (koeficient autokorelace)	0,023444	Durbin-Watsonova statistika	1,939507

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 101,086

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-square}(68) > 101,086) = 0,00569741$

Obrázek 40 – odhad regresního modelu hromadných OLS pro majetkovou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.

Odhad Modelu 3 – opravená heteroskedasticita

Model 18: Opravená heteroskedasticita, za použití 210 pozorování
Závisle proměnná: d_crime2

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-49,3727	14,5015	-3,4047	0,0008	***
Den	7,4282	2,07318	3,5830	0,0004	***
after	3,78162	4,6367	0,8156	0,4157	
Denver*after	-4,93492	5,99714	-0,8229	0,4116	
d_unemp	4,69278	3,18014	1,4757	0,1416	
temper	0,848823	0,255657	3,3202	0,0011	***
d_labor	-1,29251	1,00527	-1,2857	0,2000	
d_income	-0,0693296	0,0618933	-1,1201	0,2640	
d_growth	6,19648	2,27535	2,7233	0,0070	***
crisis	-3,34594	1,97299	-1,6959	0,0915	*
d_crime_1	-0,438068	0,0671638	-6,5224	<0,0001	***
d_crime_2	-0,135672	0,060467	-2,2437	0,0260	**

Statistika založená na vážených datech:

Součet čtverců reziduí	723,4174	Sm. chyba regrese	1,911445
Koeficient determinace	0,255078	Adjustovaný koeficient determinace	0,213693
F(11, 198)	6,163598	P-hodnota(F)	1,10e-08
Logaritmus věrohodnosti	-427,8494	Akaikovo kritérium	879,6988
Schwarzovo kritérium	919,8640	Hannan-Quinnovo kritérium	895,9361

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	0,000110	Sm. odchylka závisle proměnné	13,24468
Součet čtverců reziduí	25935,27	Sm. chyba regrese	11,44492

Obrázek 41 – odhad regresního modelu opravená heteroskedasticita pro majetkovou trestnou činnost se zahrnutím 2 zpožděných vysvětlovaných proměnných.

Zdroj – výstup ze softwaru Gretl.