

# **STŘEDOŠKOLSKÁ ODBORNÁ ČINNOST**

**Obor č.: 13 Ekonomika a řízení**

**Analýza dopadu pandemie COVID-19 na  
spotřebitelské výdaje v amerických okresech**

**Analysis of the Effects of COVID-19 on Consumer  
Spending in American Counties**

**Otakar Kořínek  
Hlavní město Praha  
Praha 2021**

# STŘEDOŠKOLSKÁ ODBORNÁ ČINNOST

Obor č. 13 : Název oboru: Ekonomika a řízení

**Analýza dopadu pandemie COVID-19 na  
spotřebitelské výdaje v amerických okresech**

**Analysis of the Effects of COVID-19 on Consumer  
Spending in American Counties**

**Autoři:** Otakar Kořínek

**Škola:** Gymnázium Nový PORG, Pod Krčským lesem 25/ ulice č. p.,  
140 00 Praha 4

**Kraj:** Hlavní město Praha

**Konzultant:** Mgr. Michal Šoltés M.A.

Praha 2021



# Prohlášení

Prohlašuji, že jsem svou práci SOČ vypracoval/a samostatně a použil/a jsem pouze prameny a literaturu uvedené v seznamu bibliografických záznamů.

Prohlašuji, že tištěná verze a elektronická verze soutěžní práce SOČ jsou shodné.

Nemám závažný důvod proti zpřístupnění této práce v souladu se zákonem č. 121/2000 Sb., o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) ve znění pozdějších předpisů.

V Praze dne 19. 3.....

Otakar Kořínek

## **Poděkování**

Děkuji především Michalu Šoltésovi za jeho náměty, připomínky a podněty, které byly velmi přínosné. Zároveň mu děkuji za jeho podporu a trpělivost, díky které jsem setrval a práci dokončil.

## **Anotace**

Tato práce se zabývá dopadem pandemie COVID-19 na spotřebitelské výdaje v amerických okresech. K analýze vývoje výdajů v čase využíváme týdenní data zprostředkována americkými soukromými společnostmi. Okresy dělíme dle jednotlivých demografických a ekonomických faktorů, abychom určili, jaké skupiny obyvatel byly pandemií zasaženy nejvíce. Dále se zabýváme procesem ekonomické obnovy, přičemž se snažíme zjistit s jakým typem opatření byla obnova nejrychlejší. Analýzu zakončujeme rozbořem trojice státních politik: uvolnění karanténních opatření, programu stimulových plateb domácnostem a znovuotevření podniků. Snažíme se zjistit, jak tyto politiky podpořili spotřebitelskou poptávku, abychom tak mohli vznést doporučení pro budoucí státní politiku určenou k ukončení ekonomické krize.

## **Klíčová slova**

spotřebitelské výdaje; COVID-19; stimulové šeky; vládní politika

## **Annotation**

This work analyzes the impact of the COVID-19 pandemic on consumer spending in American counties. For analysis, we use weekly consumer spending data collected by American private companies to perform the analysis. We use heterogeneity in economic and demographic factors across the counties to determine which groups were the hardest hit by the pandemic. We then study the economic recovery to find what type of policy was the most conducive for the recovery. We conclude our investigation with an analysis of a trio of governmental policies: the relaxation of shelter-in-place orders, the stimulus checks program, and the reopening of non-essential businesses. We try to ascertain their effects on the consumer demand to be able to give recommendations regarding the optimal governmental policy for ending the economic crisis.

## **Keywords**

consumer spending; COVID-19; stimulus checks; government policy

## Obsah

1	Úvod .....	9
2	Data a metody zkoumání .....	12
2.1	Data .....	12
2.1.1	Spotřebitelské výdaje .....	12
2.1.2	Volební výsledky .....	12
2.1.3	Míra nakažených .....	13
2.1.4	Demografické údaje .....	13
2.1.5	Vládní politika .....	13
2.2	Dělení okresů .....	14
2.2.1	Dělení na základě demografických údajů .....	14
2.2.2	Dělení na základě státní politiky .....	14
2.3	Použité proměnné .....	14
2.4	Metody analýzy .....	17
2.4.1	Lineární regrese .....	17
2.4.2	<i>Within</i> regrese s fixními efekty .....	17
2.4.3	Regresní diskontinuita .....	17
2.4.4	Rozdíl v rozdílech .....	18
2.4.5	Grangerův test kauzality .....	18
2.4.6	Popis tabulek a grafů .....	20
3	Původní propad .....	21
3.1	Analýza původního propadu na základě příjmu a politických preferencí .....	22
3.2	Analýza původního propadu na základě zaměstnanosti ve službách .....	26
3.3	Analýza původního propadu na základě epidemiologické situace .....	27
3.4	Relativní důležitost jednotlivých faktorů .....	29
3.5	Shrnutí původního propadu .....	31
4	Proces obnovy .....	32

4.1	Analýza obnovy na základě příjmu a politických preferencí .....	33
4.2	Analýza obnovy dle státní politiky .....	36
4.3	Analýza obnovy dle přísnosti politiky a vývoje epidemiologické situace .....	39
4.4	Shrnutí procesu obnovy .....	44
5	Vládní politiky .....	45
5.1	Economic Impact Payments .....	45
5.1.1	Úvod ke Economic Impact Payments .....	45
5.1.2	Analýza celkového dopadu Economic Impact Payments .....	46
5.1.3	Efekt Economic Impact Payments na základě příjmu .....	47
5.1.4	Efekt Economic Impact Payments na základě politických preferencí .....	52
5.1.5	Efekt stimulových šeků na základě zaměstnanosti ve službách .....	54
5.1.6	Efekt stimulových šeků dle epidemiologické situace .....	57
5.1.7	Shrnutí analýzy Economic Impact Payments .....	59
5.2	Uvolnění opatření týkajících se volného pohybu .....	60
5.2.1	Úvod k uvolnění opatření .....	60
5.2.2	Analýza uvolnění opatření na základě faktorů .....	61
5.2.3	Analýza uvolnění opatření na základě vývoje epidemiologické situace .....	65
5.2.4	Analýza uvolnění opatření pomocí regresní diskontinuity .....	67
5.2.5	Analýza uvolnění opatření pomocí metody rozdílu v rozdílech .....	69
5.2.6	Shrnutí analýzy uvolnění opatření .....	70
5.3	Znovuotevření podniků .....	71
5.3.1	Analýza znovuotevření podniků na základě faktorů .....	72
5.3.2	Efekt epidemiologické situace na znovuotevření podniků .....	76
5.3.3	Analýza znovuotevření podniků pomocí regresní diskontinuity .....	79
5.3.4	Závěr analýzy znovuotevření podniků .....	82
6	Závěr .....	82
7	Seznam obrázků a tabulek .....	85



7.1	Seznam Obrázků.....	85
7.2	Seznam Tabulek .....	87
8	Použitá literatura.....	91

# 1 ÚVOD

Šíření nemoci COVID-19 mělo na světovou ekonomiku ničující dopady. V počtu nakažených a mrtvých platily na začátku roku 2021 za nejvíce postiženou zemi Spojené státy americké. K březnu 2021 v USA na koronavirus zemřelo více než půl milionu lidí, o bezmála 100 000 více než kolik Američanů zemřelo ve Druhé světové válce. Díky množství dat, která jsou o situaci ve Spojených státech k dispozici, jsme schopni blíže analyzovat tuto historickou událost a její dopad na americkou ekonomiku. Naším zkoumaným obdobím je první polovina roku 2020, ve které byl dopad pandemie na americkou ekonomiku nejcitelnější.

V práci zkoumáme charakteristiky, dle kterých se lišil propad výdajů v jednotlivých okresech. Snažíme se tak zjistit, jakým způsobem pandemie vedla k původnímu snížení výdajů a ekonomické krizi. Práce se následně zabývá tím, jak úspěšná byla opatření určená ke zmírnění ekonomických dopadů pandemie a návratu ekonomiky do předkrizového stavu.

Analýza probíhá na úrovni jednotlivých okresů a sleduje faktory jako mediánový příjem či politické preferenci domácností žijících v okrese, strukturu pracovního trhu a zdravotní situaci v okrese. Na základě toho, které skupiny okresů zaznamenaly největší propad, výdajů se pokoušíme určit, jaký byl hlavní důvod původního snížení výdajů.

Důvody se dle nás nabízejí tři. Zaprvé snížení výdajů mohlo být určeno zhoršenou ekonomickou situací amerických domácností, danou především propouštěním a následným výpadkem příjmů. V tomto případě bychom očekávali největší snížení výdajů v nízkopříjmových okresech, jelikož tam by se propad příjmů na spotřebě projevil pravděpodobně nejcitelněji podobně, jak se tomu událo i během předchozí recese.<sup>1</sup>

Druhým vysvětlením je, že snížení výdajů bylo způsobeno pandemií samotnou a zdravotnickou situací v okresech. Spotřebitelé by v tomto případě své útraty omezili kvůli reálné hrozbě nakažení. V takovém scénáři bychom očekávali velmi silný negativní vztah mezi mírou nakažených a mírou výdajů.

Třetím důvodem, který je tomu druhému značně podobný je, že propad výdajů byl způsoben propadem spotřebitelské důvěry způsobeným obavami z pandemie. V tomto scénáři by byl propad výdajů rovnoměrnější než v druhém případě a odvíjel by se především od strachu občanů z budoucího ekonomického a zdravotnického vývoje. I v tomto scénáři bychom očekávali, že propad bude podstatnější v okresech s horší epidemiologickou situací, jelikož by v těchto okresech byla obava z dopadů pandemie obecně větší. Relativně větší vliv však na

míru obav a nejistoty měly dle literatury faktory politických preferencí či příjmu domácností. Propad spotřeby by pak byl významnější v demokratických a bohatých okresech.

V práci využíváme hned několik druhů analytických metod. Ke zjištění vlivu jednotlivých faktorů používáme *vícenásobnou* OLS regresi. K určení kauzálního efektu politik používáme model regresní diskontinuity a model rozdílu v rozdílech. Pro odhad vývoje výdajů pak používáme *within* regresi, která je schopna eliminovat vliv časově neměnných rozdílů mezi jednotlivými okresy.

Výsledky našeho zkoumání ukazují, že propad výdajů byl způsoben především třetím důvodem. Zjišťujeme, že původní propad spotřebitelských výdajů byl mnohem citelnější v okresech s vysokými mediánovými příjmy, vysokou zaměstnaností ve službách a v těch, ve kterých vyhrála prezidentské volby 2016 Hillary Clinton. Výsledky dále ukazují, že míra propadu výdajů souvisela s rizikem nákazy v okrese. Přestože se však v citelněji zasažených oblastech výdaje propadly více, rozdíly na základě zdravotní situace nevysvětlují celý rozdíl v úrovni výdajů.

Původní propad následovala ekonomická obnova. V období od konce března do půlky června se výdaje v okresech průměrně navyšovaly o 1,5 procentního bodu týdně, přičemž tempo s časem zpomalovalo. Opětovný nárůst výdajů nejrychlejší v okresech, ve kterých došlo k většímu propadu – tedy v demokratických a bohatých okresech.

Hlavním bodem našeho zájmu v tomto období je však vývoj výdajů v závislosti na přísnosti vládních opatření a relativní zdravotní situaci v okrese. Při dělení okresů dle příjmů a politických preferencí překvapivě zjišťujeme, že relativní epidemiologická situace významně korelovala s rychlostí obnovy výdajů pouze v nejbohatší čtvrtině okresů. Dále se dozvídáme, že obnova byla pomalejší v okresech s přísnějšími opatřeními, i když kontrolujeme pro zdravotnický stav. Přísnější opatření však také korespondovala se snížením míry nově nakažených. Zároveň ukazujeme, že obnova byla nejpomalejší ve státech, které tyto opatření zavedly a následně je rychle uvolnily, což dle nás má důležité implikace pro určení optimální státní politiky.

V druhé části práce za použití regresní diskontinuity zjišťujeme, že federální program *Economic Impact Payments* splnil svůj cíl navýšení spotřebitelských výdajů. Regresní diskontinuita ukazuje v týdnu zaslání prvních šeků nárůst výdajů o více než 10 procentních bodů.

Efekt stimulových šeků byl paradoxně nejpodstatnější v okresech, které své výdaje nesnížily tak podstatně. Dle očekávání byl nárůst výdajů největší v nízkopříjmových okresech, překvapující však je, že výdaje rostly více v okresech, ve kterých vyhrál Donald Trump, v těch s nižší zaměstnaností v sektoru služeb a v těch s nižší mírou nově nakažených. Hlavním důvodem je dle nás větší propad spotřebitelské důvěry v okresech, které volily Hillary Clinton a ve kterých byla vyšší míra nově nakažených. Kvůli nižší spotřebitelské důvěře pak domácnosti uspořily větší část plateb.

Regresní diskontinuitou pak analyzujeme i uvolnění státních opatření omezující volný pohyb a znovuotevření podniků. Ukazujeme, že na rozdíl od stimulových šeků nebyl jejich kauzální efekt statisticky signifikantní.

Za použití lineárních regresí zjišťujeme, že efekty uvolnění státních karanténních opatření a znovuotevření podniků se lišily na základě toho, jak byla nastavena opatření druhého typu – tedy přísnost opatření týkajících se volného pohybu ovlivňovala efekt, který mělo znovuotevření podniků a *vice versa*. Efekt znovuotevření podniků byl podstatnější v okresech se striktnějšími karanténními opatřeními a uvolnění karanténních opatření mělo větší vliv v okresech, kde byly uzavřeny podniky.

Analýzou faktorů zjišťujeme, že nejvíce vyšší nárůstu výdajů po znovuotevření podniků a uvolnění opatření týkajících se volného pohybu ovlivňovala zaměstnanost ve službách, kdy uvolnění opatření mělo vesměs podstatnější efekt v okresech s vysokou zaměstnaností ve službách. Nárůst výdajů po uvolnění byl rovněž vyšší v chudších okresech a v těch, které zvolily Donalda Trumpa. Celkově ale nebyl vliv jednotlivých faktorů ani zdravotnické situace statisticky významný. Za použití regresní diskontinuity a *modelu rozdílu v rozdílech* dále ukazujeme, že kauzální efekt uvolnění opatření týkajících se volného pohybu a uzavření podniků byl poměrně malý a navýšení výdajů spíše korespondovalo s celkovou ekonomickou obnovou. To podporuje naši hypotézu, že propad výdajů nebyl způsoben vládními opatřeními, nýbrž propadem důvěry spotřebitelů.

Naším závěrem je, že k návratu ekonomiky do normálního stavu bude především nutné obnovit spotřebitelskou důvěru odstraněním spotřebitelských obav. Právě ty způsobily její propad, což následně vedlo k původnímu snížení výdajů. K odstranění obav bude zapotřebí zlepšení zdravotnické situace a zlepšení spotřebitelských vyhlídek ohledně budoucí situace. V mezidobí pak lze poptávku podpořit skrze politiky jako například stimulové šeky. Ty by však měly být cílené především na skupiny obyvatel s vysokým mezním sklonem ke spotřebě.

Na závěr je nutné zmínit několik nedostatků našich výsledků. Navzdory snaze kontrolovat pro kovariaci jednotlivých faktorů použitím vícenásobných regresí, není jasné, do jaké míry spolu faktory navzájem interagují. Například demokratické okresy byly průměrně mnohem více zasaženy nemocí SARS-CoV-2. Jejich občané jsou také bohatší a častěji pracují ve službách. Z většiny našich výsledků také nelze vyvozovat kauzalitu. Tento problém se snažíme zmenšit použitím Grangerova testu kauzality. Ani ten však není schopný prokázat skutečnou kauzalitu, a ve většině případů jsme pouze schopni konstatovat, v jaké skupině se určitá skutečnost projevila nejcitelněji, ovšem ne, zda se tak stalo kvůli rozdílnému chování této skupiny.

## **2 DATA A METODY ZKOUMÁNÍ**

V naší práci pracujeme s rozsáhlým datovým souborem zaznamenávajícím úroveň spotřebitelských výdajů, celkovou míru nakažených a míru nově nakažených za týdenní období na úrovni jednotlivých okresů. Soubor zároveň obsahuje demografické údaje o jednotlivých okresech. Celkem disponujeme s daty pro 1774 amerických okresů, což nám poskytuje dostatek dat pro provedení důkladné analýzy.

### **2.1 Data**

Vzhledem k rozsahu zkoumání bylo zapotřebí sbírat data hned z několika zdrojů. Hlavním zdrojem dat byla iniciativa Opportunity Insights a její „Economic Tracker“. Iniciativa čerpala zdrojová data od soukromých amerických společností, následně je zpracovala a poskytla volně k dispozici.<sup>ii1</sup>

#### **2.1.1 Spotřebitelské výdaje**

Data zaznamenávající úroveň spotřebitelských výdajů čerpáme z iniciativy Economic Tracker. Její zdrojová data pocházejí od společnosti *Affinity Solutions* a *CoinOut*. Společnost *Affinity Solutions* agreguje výdaje na kreditních a debitních kartách, zatímco společnost *CoinOut* zaznamenává hotovostní transakce. Výdaje jsou indexované na lednové období roku 2020.

#### **2.1.2 Volební výsledky**

Pro rozdělení obcí na základě vítěze prezidentských voleb roku 2016 používáme údaje od MIT Labs. Ty nám rovněž poskytují údaje o procentu hlasů obdržенých jednotlivými kandidáty.<sup>iii</sup>

---

<sup>1</sup> Zpracování zdrojových dat je týmem Opportunity Insights popsáno v jejich práci.

### 2.1.3 Míra nakažených

Data pro celkovou míru nakažených a průměrnou denní míru nově nakažených za posledních 7 dní pocházejí od *Coronavirus Resource Center* americké univerzity Johns Hopkins.<sup>2iv</sup> Průměrnou míru nově nakažených označujeme jako *NewCaseRate07DA*, kdežto celkovou míru nakažených pouze jako *CaseRate*. V kapitole zabývající se původním propadem výdajů využíváme proměnnou *NewCaseRate07DA* v absolutních číslech.

V dalších sekcích však využíváme proměnnou *NewCaseRateDecile*, která dělí okresy na decily dle průměrného počtu nových případů v daném týdnu. Proměnná *NewCaseRateDecile* nám umožňuje zjistit, zda se situace zhoršovala i relativně k ostatním okresům, na což by spotřebitelé mohli v tomto období reagovat podstatněji než na pouhé zvýšení míry nakažených v jejich okresu.

### 2.1.4 Demografické údaje

Demografická data, včetně mediánového příjmu domácností a zaměstnanosti obyvatel ve službách čerpáme, z údajů amerického *Annual Social and Economic Supplement*, který je součástí *Current Population Survey* z roku 2019.<sup>vi</sup>

### 2.1.5 Vládní politika

V analýze státních opatření vycházíme z datového souboru sestaveného týmem z University of Cambridge Blavatnik School of Government.<sup>vii</sup> V datovém souboru je vládní politika zaznamenávána na základě 17 indikátorů. My se zabýváme především indikátory, které se týkají volného pohybu a uzavření podniků.

Výzkumníci data následně zpracovali do čtyř indexů, které měří sílu opatření. V kapitole zabývající se obnovou výdajů používáme *Government Response Index*. Ten měří celkovou sílu státních opatření. V našich regresích jej používáme jako nezávislou proměnnou, když se snažíme zjistit, jak ovlivňovala úroveň státních opatření rychlost obnovy výdajů.<sup>viii 3</sup>

---

<sup>2</sup> Číslo je tedy denní průměr za posledních sedm dní. Hodnota proměnné může být i záporná, pokud počet vyléčených přesáhne počet nových případů

<sup>3</sup> Popis vypracování indexů je blíže popsán na [https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/index\\_methodology.md](https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/index_methodology.md)

## 2.2 Dělení okresů

### 2.2.1 Dělení na základě demografických údajů

Za použití dat pocházejících z amerického sčítání obyvatel jsme schopni dělit okresy na základě jednotlivých faktorů na kvartály či decily dle jednotlivých proměnných. Okresy rozdělujeme dle mediánového příjmu domácností v okrese, procenta obyvatel zaměstnaných ve službách, výsledků prezidentských voleb v roce 2016 a zdravotnické situace, buď dle absolutní míry nakažených či na základě průměrného denního počtu nově nakažených za uplynulý týden.

První decil či kvartál v našem zkoumání označuje okresy s nejnižší hodnotou dané proměnné. V případě příjmů tedy první decil zahrnuje 10 % okresů z našeho datového souboru s nejnižším mediánovým příjmem domácností.

### 2.2.2 Dělení na základě státní politiky

Výše zmíněný *Government Response* používáme podobně jako Hale *et. al* (2020) k dělení okresů na tři skupiny na základě státní politiky, přičemž okresy z jednotlivého státu vždy patří do stejné skupiny. Skupiny jsou celkově tři: *Lasting Robust Response*, *Rapid Pullback* a *Low Response*.<sup>4</sup>

*Lasting Robust Response* zahrnuje okresy ve státech, ve kterých dosáhl index hodnoty alespoň 60 ze 100 a alespoň 8 týdnů se na této úrovni držel. Skupina *Rapid Pullback* zahrnuje státy, ve kterých index dosáhl hodnoty 60, avšak v následujících 8 týdnech pod hodnotu 60 opět poklesl. Do *Low Response* skupiny pak patří státy, ve kterých index hodnoty 60 nikdy nedosáhl.

## 2.3 Použité proměnné

Spotřebitelské výdaje analyzujeme pomocí čtyř proměnných, které zachycují úroveň nebo dynamiku spotřeby domácností. Tyto proměnné nazýváme *SpendAll*, *ChangeVsLastWeek*, a *ChangeAfterReopening/BusinessReopening*. Každá proměnná má své výhody i nevýhody, a používáme je pro různé typy analýz. Zatímco první dvě používáme především pro analýzu vývoje v čase, proměnné *ChangeAfterReopening* či *BusinessReopening* jsou užitečné k porovnávání vývoje výdajů napříč okresy.

---

<sup>4</sup> Index je vypočtený na základě státních opatření, pro potřeby naší práce jej však používáme k dělení okresů a všechny okresy z jednoho státu tak budou patřit do stejné skupiny

Rozdíl v hodnotách výpočtu proměnných a zároveň v jejich interpretaci plyne z podstaty jejich výpočtu, přičemž některé z nich měří výši či změnu výdajů oproti úrovni v minulém týdnu, kdežto *SpendAll* měří úroveň výdajů oproti období od 4. do 31. ledna. Je otázkou, do jaké míry bude změna výdajů odpovídat spíše jejich stávající či lednové úrovni. Jinými slovy, zda lze změnu výdajů z 500 USD na 550 USD považovat za významnější než změnu ze 800 na 870 USD, pokud v lednu byly v obou případech 1000 USD. V prvním případě se výdaje zvýšily o 10 %, ovšem pouze o 5 % oproti lednu, kdežto v druhém se zvýšily o 7 % oproti lednu, narostly ovšem pouze o 8,75 %. Na jednu stranu je jejich lednová úroveň „přirozenou mírou“, ke které by se měly výdaje blížit, a mohli bychom tak očekávat větší změny v okresech, ve kterých jsou výdaje oproti lednu nižší, na druhou stranu je pravděpodobné, že existuje pádný důvod jako například výpadek příjmů, který by mohl vysvětlovat, proč jsou výdaje oproti lednu o tolik nižší.

V jedné proměnné nelze tento problém vyřešit a snažíme se ho tak alespoň zmírnit tím, že v proměnné *SpendAll* pracujeme se změnou oproti lednové úrovni, kdežto v proměnných *ChangeAfterReopening* či *ChangeVsLastWeek* měříme změnu oproti konkrétnímu předchozímu období.

### *SpendAll*

*SpendAll* je naší základní proměnnou. Měří průměrnou hodnotu spotřebitelských výdajů v daném týdnu oproti jejich průměrné úrovni v období od 4. do 31. ledna v daném okrese či státě. Proměnná vhodně zachycuje vývoj spotřeby v čase. Používáme ji tedy především v regresích s fixními efekty na úrovni okresu či státu.

### *Change After Reopening a Change After Business Reopening*

K analýze faktorů, které se liší mezi jednotlivými okresy využíváme mnohonásobných lineárních regresí, ve kterých jako závislou proměnnou používáme *ChangeAfterReopening* či *ChangeAfterBusinessReopening*. Vypočteny jsou následovně:

$$ChangeAfterReopening_{it} = \left( \frac{\overline{SpendAll}_{it}}{SpendAll_{it=0}} - 1 \right) * 100 \quad 1$$

, kde  $\overline{SpendAll}_{it}$  je průměrná hodnota spotřebitelských výdajů indexovaných na lednovou úroveň v okrese ve čtyřech týdnech po uvolnění opatření.  $SpendAll_{it=0}$  označuje úroveň indexovaných výdajů v týdnu uvolnění opatření. Jelikož dělíme čítec i jmenovatel lednovou úrovní, je následná proměnná *ChangeAfterReopening* podílem výdajů v měsíci po změně politiky a týdnu, kdy ke změně došlo.



Tyto proměnné poskytují velmi dobrý způsob pro zjištění toho, jak se lišil efekt jednotlivých opatření mezi obcemi na základě faktorů. Využíváme je tak k analýze toho, jak rozdíly mezi obcemi ovlivňovaly efekt jednotlivých opatření. Nejsou však schopny ukázat vývoj výdajů v čase.

### *ChangeVsLastWeek*

Tato proměnná nám pomáhá sledovat dynamiku vývoje spotřebitelských výdajů. Představuje procentuální změnu spotřebitelských výdajů v okrese  $i$  mezi týdnem  $t$  a  $t-1$ . Vypočtena je následovně:

$$ChangeVsLastWeek_{it} = \left( \frac{SpendAll_{it}}{SpendAll_{t-1}} - 1 \right) * 100 \quad 2$$

Mění-li se výdaje stejným tempem, hodnota proměnné zůstává stejná. Proměnná nám tak pomáhá zachytit změnu v trendu vývoje.

Důležité je, uvědomit si, jak tuto proměnnou v regresi interpretovat. Používáme-li ji jako závislou proměnnou v regresi sledující její změnu v čase, pak negativní koeficient pro čas neznamena to, že by se spotřebitelské výdaje snižovaly, nýbrž pouze to, že jejich růst zpomalil.

Nevýhodou této proměnné je to, že trend má přirozenou vlastnost zpomalovat s tím, jak se výdaje postupně dostávají na svojí původní úroveň. Jsou-li výdaje na 50 % své lednové úrovně, k 10-procentnímu nárůstu stačí, když se v okrese zvednou o 5 procentních bodů své lednové hodnoty. Pokud však již výdaje jsou na lednové úrovni, je pro 10-procentní nárůst nutné, aby se výdaje změnily o 10 procentních bodů své lednové úrovně. To je problematické kvůli tomu, že můžeme chybně usoudit, že určitá politika neměla na dynamiku vývoje patrný efekt, pokud by hodnota *ChangeVsLastWeek* zůstala stejná. Je však možné, že by bez zavedení politiky hodnota klesala. Tento nedostatek se pokoušíme vyřešit použitím kvaziexperimentálních metod regresní diskontinuity či rozdílu v rozdílech. Ty však nelze uplatnit vždy, jelikož data ne vždy splňují podmínky nutné k jejich použití.

Tyto čtyři proměnné v našem zkoumání někdy sledujeme v závislosti na čase. Ten někdy pro větší vypovídající hodnotu označujeme jako *WeekAfterReopening* či *WeekAfterStimulusPayments*. Tyto dvě proměnné se rovnají 0 v týdnu, kdy došlo ke změně vládních opatření, respektive k zaslání prvních stimulových šeků. Před událostí pak nabývají záporných hodnot. Týden před znovuotevřením tedy označujeme jako -1, dva týdny před znovuotevřením jako -2 atd. Týdny po znovuotevření pak označujeme postupně 1, 2, 3 atd.

## 2.4 Metody analýzy

V naší práci využíváme pro zjištění dopadů faktorů či státních politik hned několik analytických metod, které blíže popisujeme níže.

### 2.4.1 Lineární regrese

K analýze jednotlivých faktorů, jako jsou zaměstnanost obyvatel ve službách, mediánový příjem domácností či politické preference obyvatel, využíváme především lineárních regresí. V případě, že v modelu proměnných používáme více, se jedná o tzv. mnohonásobné lineární regrese. Jako závislou proměnou pak používáme jednu ze čtyř proměnných zaznamenávající výši či míru růstu výdajů.

Ve většině případů používáme mnohonásobnou OLS regresi, která koeficienty odhaduje pomocí metody nejmenších čtverců a používá hned několik nezávislých proměnných.<sup>ix</sup>

### 2.4.2 *Within* regrese s fixními efekty

Tento typ regrese nám umožňuje zjistit, jaký efekt měla na spotřebitelské výdaje nezávislá proměnná, která se mění v čase. K tomu používáme panelová data. Jako závislé proměnné používáme především *SpendAll* či *ChangeVsLastWeek*. Jako nezávislé proměnné pak například *NewCaseRate07DA*, která popisuje průměrný počet nově nakažených za posledních 7 dní.

### 2.4.3 Regresní diskontinuita

Regresní diskontinuita je kvaziexperimentální metoda, díky které jsme schopni určit kauzální efekt změny. Velmi užitečná je pro určení vlivu přijetí stimulových šeků či změny vládní politiky, jelikož v těchto obdobích pozorujeme výraznou exogenní změnu s jasně definovaným práhem intervence.<sup>5</sup> Jako práh intervence využíváme týden zaslání prvních šeků či změny politik. Závislou proměnou je pak *SpendAll* či *ChangeVsLastWeek*.<sup>x</sup>

---

<sup>5</sup> Je na povážení, zda intervence nejsou hned dvě: zavedení samotných opatření a jejich ohlášení. Dle našich výsledků je zřejmé, že samotné ohlášení stimulových šeků mělo na výdaje silný vliv. Skutečnost jsme však neanalyzovali blíže.

#### 2.4.4 Rozdíl v rozdílech

Konečně používáme metody rozdílu v rozdílech (*difference in differences*). Podobně jako metoda regresní diskontinuity nám umožňuje zjistit kauzální efekt exogenní změny. Model využívá kontrolní skupiny, ve které ke změně nedošlo. Je tak schopen kontrolovat pro rozdíl v čase i rozdíl mezi skupinami. Model používáme k porovnání efektů znovuotevření mezi státy. Problémem je však zajištění homogenity mezi skupinami. Z tohoto důvodu jsme značně omezeni v používání této metody, jelikož je nutné zajistit, aby byl vývoj před intervencí v kontrolní a měřené skupině podobný.<sup>xi xii</sup>

#### 2.4.5 Grangerův test kauzality

Pro lepší zjištění toho, zda spolu dvě proměnné pouze korelují, či zda mezi nimi existuje kauzální vztah používáme tzv. Grangerův test kauzality. Ten se snaží zjistit, zda zahrnutí určité proměnné, o které se snažíme zjistit, zda má na druhou proměnnou kauzální vliv, do modelu odhadujícího druhou proměnnou, dokáže podstatně zlepšit odhad zkoumané proměnné, oproti modelu, který zkoumanou proměnnou odhaduje pouze z jejího dosavadního vývoje – tedy zda model zahrnující  $X_{t-1}$  predikuje  $Y_t$  lépe než pouhý model s  $Y_{t-1}$ . Pokud ano, hovoříme o tom, že je zkoumaná proměnná podmíněna novou proměnnou a existuje mezi nimi tzv. Grangerova kauzalita.<sup>xiii</sup>

Je však nutné zmínit, že Grangerův test kauzality neprokazuje skutečnou kauzalitu. Test pouze říká, že hodnota  $X$  je informativní co se týká budoucí hodnoty  $Y$ . To nutně neznamená, že hodnota  $X$  ovlivňuje hodnotu  $Y$ . Může totiž existovat třetí proměnná, která je skutečnou příčinou ve změně zbylých dvou proměnných.

Formálně test provádíme tak, že porovnáváme dva modely odhadující hodnotu proměnné  $Y$  v čase  $t$ . První model je tzv. autoregresní a zahrnuje tedy v sobě pouze dosavadní vývoj proměnné  $Y$ :  $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \varepsilon$ . Druhý model je pak rozšířen o časovou řadu  $X$  a odhaduje tedy hodnotu  $Y$  jak na jejím dosavadním vývoji, tak i na vývoji:  $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_n X_{t-n} + \varepsilon$ . Pro zjištění toho, zda zahrnutí druhé časové řady vede ke statisticky signifikantnímu snížení nevysvětlené variability, mezi těmito dvěma modely provádíme tzv. F-test.<sup>6</sup> Pokud snížení není statisticky signifikantní, mohou mezi sebou proměnné pouze korelovat.<sup>xiv</sup>

---

<sup>6</sup> Laicky řečeno se snažíme zjistit, zda odhad  $Y$  bude o hodně přesnější, pokud do odhadu zahrneme i vývoj  $X$ , než kdybychom brali v potaz to, jak se vyvíjelo  $Y$ .

V naší práci Grangerův test používáme ke zjištění toho, zda míra nově nakažených dokáže predikovat úroveň výdajů. Výsledek regrese úrovně výdajů na míře nově nakažených v době obnovy by mohl mezi mírou nově nakažených a výdajích ukazovat silnou závislost. Lze totiž očekávat, že zatímco výdaje budou citelně klesat, míra nově nakažených se bude podstatně zvyšovat. To ale neznamená, že míra nově nakažených výdaje ovlivňuje. Přestože ani Grangerův test kauzality nám neumožní říct, zda mezi proměnnými existuje skutečný kauzální vztah, pomůže nám říci, jestli jsme schopni úroveň výdajů vysvětlit dostatečně dobře pouze modelem využívajícím jeho historické hodnoty, či zda zahrnutí míry nově nakažených do modelu predikční schopnost modelu značně zlepšuje. To by se stalo například, pokud by se výdaje vyvíjeli odlišně v okresech, kde by míra nově nakažených nestoupala. Poznatek lze pak využít například k tomu, zda lze v návrhu budoucích politik, které se odvíjejí na základě úrovně výdajů, zabývat současnou úrovní míry nově nakažených, jelikož by nám pomohla lépe odhadnout budoucí úroveň výdajů.

Výsledky F-testu mezi jednotlivými modely pak vynášíme v tabulkách podobné té níže:

Tabulka 1: Ukázková tabulka výsledků Grangerova testu kauzality

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRateDecile	15,206	0,000	***	Yes
	2	NewCaseRateDecile	1,880	0,170		No
	3	NewCaseRateDecile	5,539	0,019	*	Yes
	4	NewCaseRateDecile	2,879	0,090	.	No
Hillary Clinton	1	NewCaseRateDecile	4,438	0,035	*	Yes
	2	NewCaseRateDecile	0,713	0,399		No
	3	NewCaseRateDecile	0,072	0,789		No
	4	NewCaseRateDecile	1,492	0,222		No

V této tabulce vidíme výsledky Grangerova testu, který se snaží zjistit, zda je *SpendAll* podmíněný *NewCaseRateDecile*. V tabulce provádíme F-test mezi modelem odhadujícím *SpendAll* pouze na jejím dosavadním vývoji a modelem, který používá i *NewCaseRateDecile*. Výsledky F-testu pro jednotlivé skupiny jsou vyneseny ve sloupci „F Statistic“. Ve sloupci „p.value“ je pak p-hodnota tohoto F-testu. Dle p-hodnoty pak vypracováváme sloupec „significance“ způsobem popsáním v předchozí sekci. Je-li p-hodnota nižší než 0,05 a výsledek F-testu je statisticky signifikantní, pak je *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* „Granger závislý“ a ve sloupci „GrangerCauses“ píšeme „Yes“. V opačném případě pak ve sloupci píšeme „No.“ V našem ukázkovém případě je *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* „Granger závislý“ pouze v okresech z prvního příjmového kvartálu a v těch ze třetího, ve kterých vyhrál Donald Trump.

## 2.4.6 Popis tabulek a grafů

Výsledky regrese zaznamenáváme v tabulkách. V tabulce je vždy zapsána závislá proměnná (v případě níže *SpendAll*) nad nezávislou proměnnou (zde *Time*). Ve sloupcích vlevo je zapsáno, pro jakou skupinu jsou výsledky zapsány.

V tomto případě dělíme okresy na skupiny dle příjmu a politických preferencí. V prvním řádku pod záhlavím tak jsou výsledky pro skupinu okresů nacházejících se v prvním příjmovém kvartálu, ve kterých ve volbách 2016 získal větší počet hlasů Donald Trump. Ve sloupci „estimate“ je zapsán odhad koeficientu pro danou nezávislou proměnnou. V tomto případě tedy byl koeficient pro čas ve skupině okresů nacházejících se v prvním příjmovém kvartálu, ve kterých ve volbách 2016 vyhrál Donald Trump, -6,623. Jelikož je proměnná *Time* zaznamenávána v týdnech, výsledek napovídá, že s každým zvýšením proměnné *Time* o 1, (tedy uběhnutím jednoho týdne) se závislá proměnná změnila o -6,623. V našem případě tedy model regrese odhaduje, že hodnota *SpendAll* každý týden průměrně klesla o -6,623. Jelikož *SpendAll* označuje úroveň výdajů měřenou v procentech, můžeme říci, že se výdaje v této skupině okresů každý týden průměrně snižovaly o -6,623 procentních bodů.

Sloupec „std.error“ pak označuje standardní chybu koeficientu. Ve sloupci „statistic“ je t-statistika, která je vypočtena jako podíl koeficientu a standardní chyby koeficientu. „p.value“ pak označuje p-hodnotu koeficientu. Na základě hodnoty „p-value“ závisí sloupec „significance“. Je-li  $p.value \leq 0,001$ , pak ve sloupci „significance“ vynášíme \*\*\*, je-li  $0,001 < p.value \leq 0,01$  pak vynášíme \*\*, pro  $0,01 < p.value \leq 0,05$  vynášíme \* a konečně pokud  $0,05 < p.value \leq 0,1$  vynášíme pouze tečku. Pokud je  $p.value > 0,1$ , necháváme sloupec prázdný. p-hodnotu používáme jako hlavní způsob zjištění toho, zda lze koeficient interpretovat jako podstatný a zda se jím máme v naší analýze zabývat. Jako statisticky signifikantní označujeme koeficienty, pro které platí  $p.value \leq 0,05$ . Ve valné většině případů se zabýváme pouze koeficienty, pro které je  $p.value \leq 0,1$ , přičemž těm s nižší p.value přisuzujeme větší váhu.<sup>7</sup> V tabulce níže vidíme, že všechny koeficienty jsou velmi statisticky

---

<sup>7</sup> Výjimkou je například analýza faktorů v sekcích zabývajících se uvolněním opatření a znovuotevřením podniků. Důvodem je, že vysoká p.value je dle nás způsobena značně se lišící situací v okresech, nikoliv nekonzistentním vlivem daného faktoru. Domníváme se tak, že i koeficienty s větší p.value nám mohou poskytnout informace ohledně toho, jak faktory situaci ovlivňovaly,

Tabulka 2: Ukázková tabulka, na které popisujeme vynášení výsledků

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	Time	-6,623	0,179	-37,025	0,000	***
	2	Time	-6,821	0,159	-42,870	0,000	***
	3	Time	-6,928	0,171	-40,580	0,000	***
	4	Time	-7,244	0,181	-40,073	0,000	***
Hillary Clinton	1	Time	-6,717	0,347	-19,355	0,000	***
	2	Time	-7,233	0,375	-19,276	0,000	***
	3	Time	-7,543	0,312	-24,188	0,000	***
	4	Time	-8,004	0,222	-36,071	0,000	***

signifikantní, jelikož jejich  $p.value \leq 0,001$ . U všech koeficientů pak ve sloupci „significance“ vynášíme \*\*\*.

V grafech, ve kterých vynášíme koeficienty regresí, označuje souřadnice  $y$  datového bodu hodnotu koeficientu. Chybové úsečky pak označují velikost 95 procentního intervalu spolehlivosti, který vypočítáváme jako  $(1,96 \cdot \text{std.error})$ . Takto vypočtený interval spolehlivosti používáme jako spodní i horní chybovou úsečku.

### 3 PŮVODNÍ PROPAD

Nejprve analyzujeme, jak se během první vlny pandemie propadly výdaje napříč Spojenými státy. Hlavním cílem je zodpovězení otázky, jaký byl hlavní důvod propadu výdajů? Pokles výdajů ve většině okresů začal kolem 15. března, kdy byl v USA vyhlášen nouzový stav. Naše regrese a grafy, ve kterých analyzujeme původní propad, tak zahrnují časový úsek začínající 11. kalendářním týdnem, který končil 15. březnem. To byl poslední týden, kdy se výdaje držely na úrovni podobné té z počátku roku. Časový úsek původního propadu pak končíme 15. kalendářním týdnem, který končil 12. 04. 2020, kdy již výdaje ve většině okresů začaly postupně růst.

K analýze toho, jak se propad lišil mezi jednotlivými skupinami používáme regresi s fixními efekty na úrovni jednotlivých okresů. Koeficienty pak odhadujeme pro jednotlivé skupiny okresů rozdělených na základě jejich demografických charakteristik. Obecný zápis pro regrese tak tedy je:

$$SpendAll_{it} = \alpha_{it} + \sum_q \beta_1^q(Time) * \mathbf{1}[X = q] + \varepsilon \quad 3$$

Pro každou skupinu okresů rozdělenou na základě faktoru  $X$  (například na příjmové kvartály či decily dle zaměstnanosti ve službách), odhadujeme koeficient pro změnu výdajů v čase. Regrese zahrnuje časové období od 11. do 15. kalendářního týdne a snížení výdajů vypočítává

na úrovni jednotlivých okresů. Výsledky poté v jednotlivých skupinách průměruje. Koeficient tak odhaduje, jak velká byla v dané skupině okresů průměrná týdenní změna výdajů.

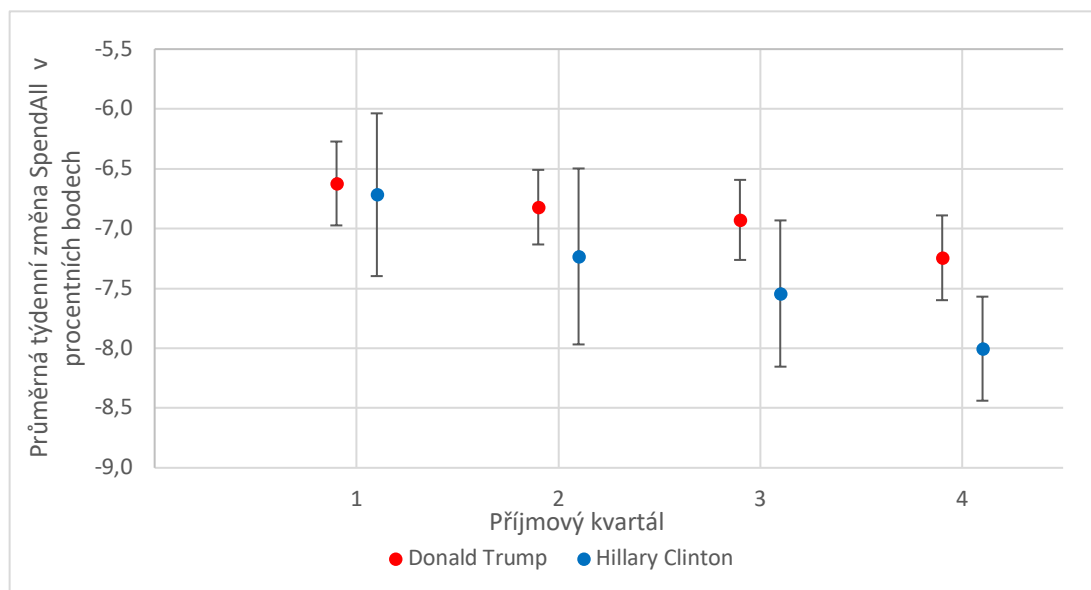
### 3.1 Analýza původního propadu na základě příjmu a politických preferencí

Regresí s fixními efekty ve výše zapsaném tvaru, kde jako faktory  $X$  používáme příjmový kvartál okresu a to, zda v okresu obdržel více hlasů Donald Trump či Hillary Clinton, zjišťujeme, že výdaje klesaly nejrychleji v demokratických okresech patřících do čtvrtého příjmového kvartálu. V těchto okresech byl průměrný týdenní pokles asi 8,0 procentních bodů, kdežto v republikánských okresech patřících do prvního příjmového kvartálu výdaje padaly pouze o 6,6 procentních bodů.<sup>8</sup> Rozdíl mezi těmito dvěma skupinami tedy byl 21 %. Výsledky všech koeficientů jsou rovněž statisticky signifikantní.

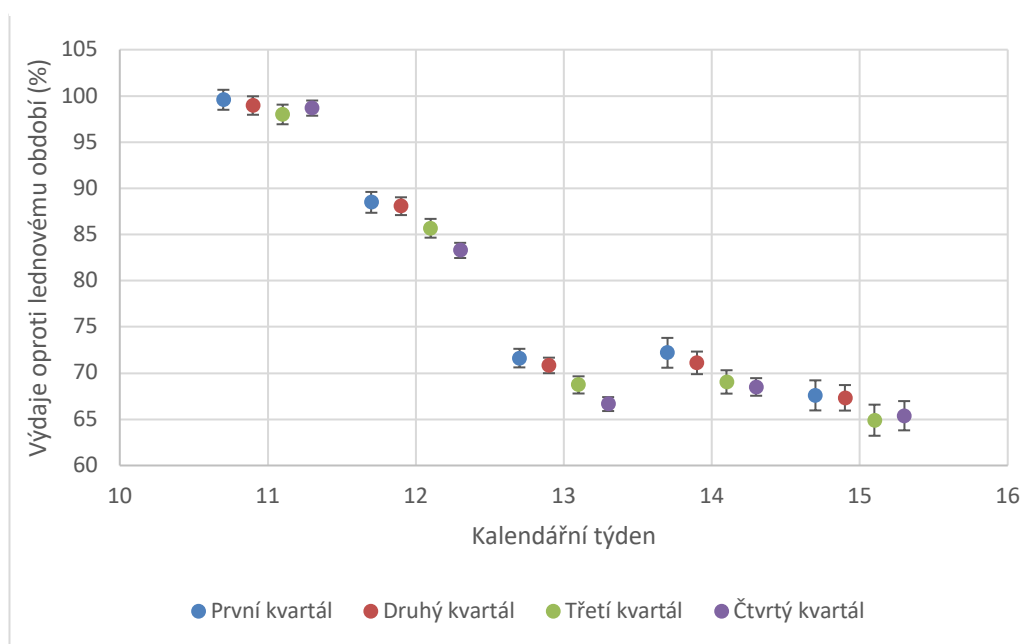
Tabulka 3: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu *SpendAll* v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	Time	-6,623	0,179	-37,025	0,000	***
	2	Time	-6,821	0,159	-42,870	0,000	***
	3	Time	-6,928	0,171	-40,580	0,000	***
	4	Time	-7,244	0,181	-40,073	0,000	***
Hillary Clinton	1	Time	-6,717	0,347	-19,355	0,000	***
	2	Time	-7,233	0,375	-19,276	0,000	***
	3	Time	-7,543	0,312	-24,188	0,000	***
	4	Time	-8,004	0,222	-36,071	0,000	***

<sup>8</sup>Za republikánský okres označujeme ten, ve kterém v prezidentských volbách 2016 vyhrál Donald Trump a jako demokratický pak ten, ve kterém vyhrála Hillary Clinton. Okresy, ve kterých zvítězil jiný kandidát do pozorování nezahrnujeme.



Obr. 2: Průměrná týdenní změna *SpendAll* v době původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu



Obr. 1: Výdaje oproti lednovému období v období původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu

Úroveň výdajů indexovaných na lednové období pro skupiny okresů rozdělených dle příjmových kvartálů je vykreslena v grafu 2. Z grafu lze vidět, že výdaje v nejbohatších okresech skutečně klesaly nejrychleji. Zajímavé je, že konfidenční intervaly jsou poměrně malé. Nedošlo tedy k tomu, že by se v některých okresech výdaje dramaticky propadly, zatímco v dalších by zůstaly téměř nezměněné. Takový vývoj bychom očekávali, byl-li by propad ekonomické aktivity způsoben epidemiologickou situací v daném okrese, jelikož ta se mezi okresy značně lišila. Rovněž se jeví nepravděpodobné, že by byl propad vyvolán příjmovými



omezeními, jelikož v této době ještě zaměstnanost ani příjmy nezaznamenaly podstatný propad. Je tedy pravděpodobné, že propad výdajů byl způsoben spíše obecnou nejistotou vyvolanou vyhlášením nouzového stavu a následným snížením spotřebitelské důvěry. Svou roli v propadu samozřejmě hrálo i postupné nastolení omezujících opatření a uzavírání podniků. Goolsbee a Syverson (2020) však zjišťují, že opatření vysvětlují pouze malou část změny spotřebitelského chování. Většina snížení ekonomické aktivity pak dle nich byla způsobena dobrovolnou volbou spotřebitelů ovlivněnou právě obavami, které šíření nákazy vyvolalo. Tyto obavy nebyly pouze zdravotnické. Občané se například také obávali zhoršení ekonomické situace, kvůli kterému by se snížily jejich příjmy či by kvůli němu dokonce přišli o zaměstnání.

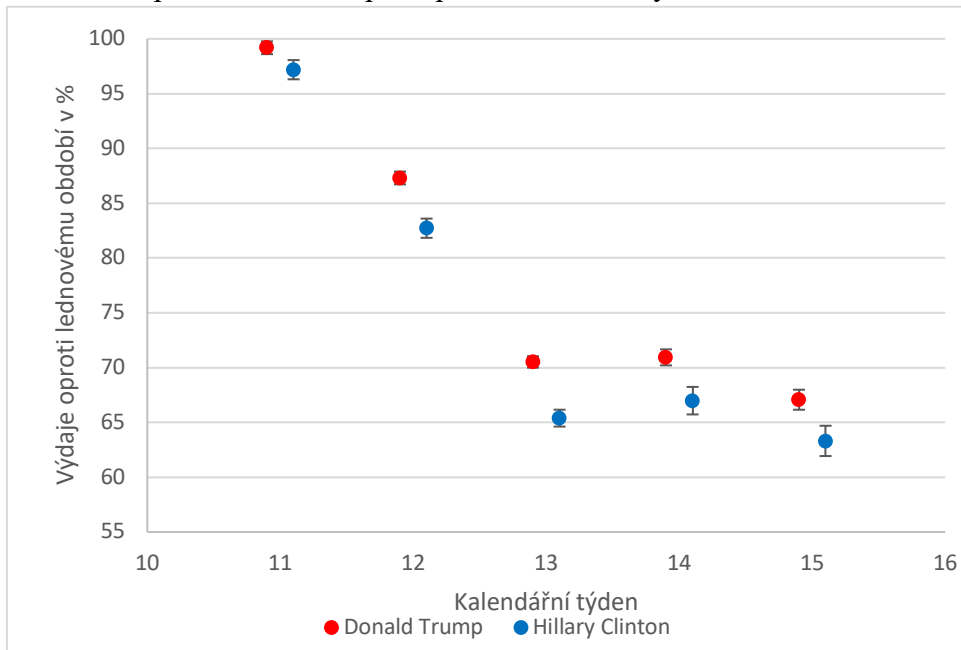
To, že největší propad dokumentujeme právě v nejbohatších okresech je konzistentní s literaturou. Dle Chetty *et. al* (2020) zaznamenaly mezi únorem a koncem konce března průměrné denní výdaje nejbohatších domácností propad o 31 % ze 7,9 miliard USD na 5,4 miliard USD.<sup>9</sup> Pokles útrat nízko příjmových domácností byl pouze 23 procentní. Jejich denní útraty se snížily z 3,5 miliard dolarů na 2,7 miliard USD. Téměř 40 % původního propadu spotřeby tak bylo způsobeno snížením výdajů vysoko příjmových domácností, přestože dopad na jejich příjmy byl dle průzkumu deníku *The Economist* a agentury *YouGov* porovnatelný s ostatními příjmovými skupinami. Téměř dvě třetiny respondentů s příjmem nad 100 000 USD v průzkumu dokonce uvedlo, že pandemie jejich příjmy nijak neovlivnila.<sup>xv</sup>

Větší propad výdajů u čtvrtého příjmového kvartálu vysvětlujeme zejména tím, že mnohem větší část jejich výdajů jsou nepovinné. Pro chudší domácnosti naopak platí, že většina výdajů

---

<sup>9</sup> V jejich práci vysoko příjmové domácnosti označují nejbohatší kvartál domácností. Definice se tedy mírně odlišuje od té naší, jelikož my se zabýváme mediánovým příjmem na úrovni okresů.

tvoří položky nutné spotřeby a výdaje tak nemohly snížit obdobně. Zároveň je ale podstatné to, že bohatší spotřebitelé se dopadů pandemie obávaly více.<sup>10xvi</sup>



Obr. 3: Výdaje oproti lednovému období v okresech rozdělených dle politických preferencí

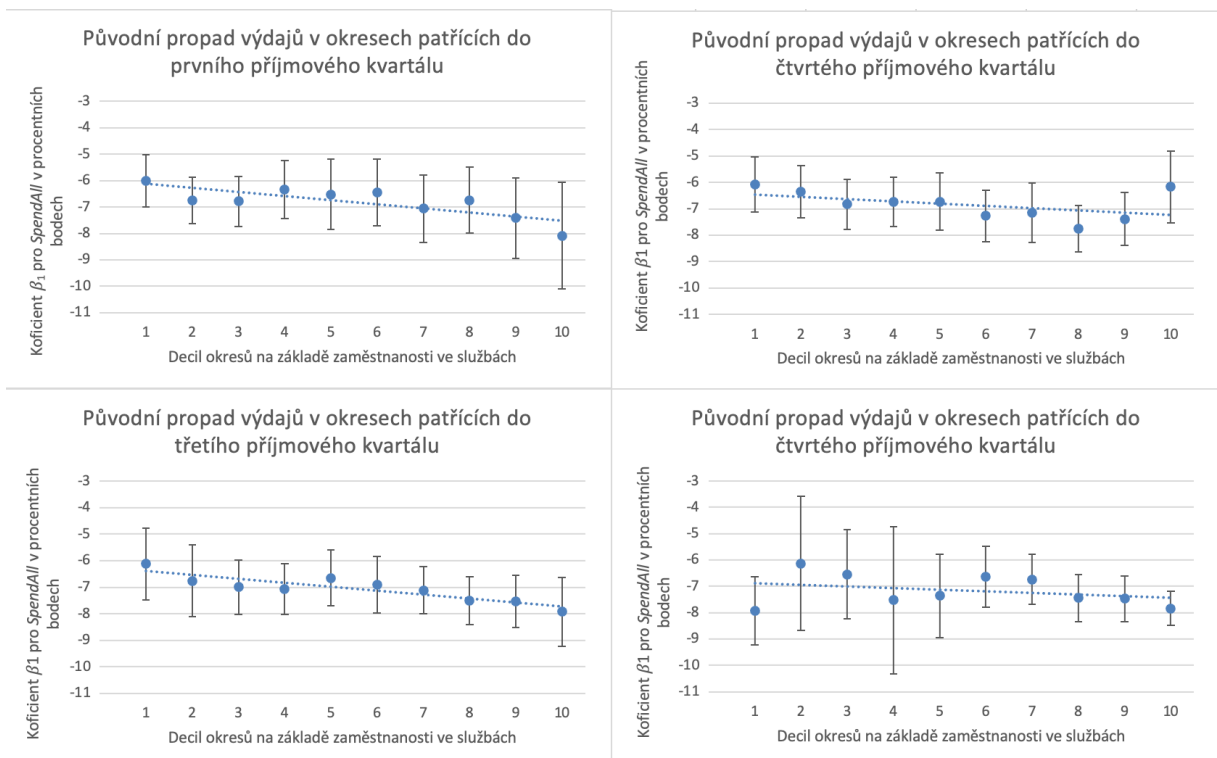
Kromě rozdílu na základě příjmu se výdaje napříč kvartály snižovaly asi o 0,5 procentních bodů týdně více v demokratických okresech. Důvodem pro větší propad v demokratických okresech jsou pravděpodobně větší obavy demokratů z epidemie, kvůli kterým své výdaje obecně snížily více než republikáni. de Bruin, Saw a Goldman (2020) ukazují, že jak zdravotnické, tak ekonomické obavy demokratů z dopadů pandemie byly signifikantně vyšší než obavy republikánů. V jejich průzkumu, provedeném v dubnu 2020 v rámci jejich výzkumu zabývajících se rozdílem ve vnímání pandemie, na otázku „Na škále od 0 do 100 %, jaká je šance, že v příštích třech měsících dostanete koronavirus“ demokraté průměrně odpověděli 26,11 %, kdežto republikáni pouze 21,96 %. Na další otázku „Jaká je procentní šance, že kvůli koronaviru dostanete v příštích třech měsících do finančních potíží?“ byla průměrná odpověď demokratů 20,87 %. Průměrná odpověď republikánů pouze 13,25 %.<sup>11 xvii</sup>Svou roli navíc sehrálo i to, že demokratické okresy byly původní vlnou zasaženy více než ty republikánské.<sup>xviii</sup>

<sup>10</sup> Závěry pochází z průzkumu provedeného firmami Bain a Dynata mezi 2. a 6. březnem. 37 % respondentů vydávajících více než 100 000 USD ročně uvedlo, že se viru „velmi bojí“. Pouze 21 % nízkopříjmových respondentů odpovědělo stejně.

<sup>11</sup> Přestože byl průzkum proveden až v dubnu, myslíme si, že jeho výsledky jsou použitelné i pro období obnovy.

### 3.2 Analýza původního propadu na základě zaměstnanosti ve službách

Dalším faktorem, který zkoumáme je ekonomická struktura okresu. Zajímá nás, zda se výdaje v okresech s větším procentem obyvatel zaměstnaných ve službách propadly významněji. Jelikož existuje poměrně velká korelace mezi okresy s vysokým podílem obyvatel pracujících ve službách a mediánovým příjmem, kontrolujeme tuto skutečnost tak, že výše zmíněnou regresi provádíme pro každý příjmový kvartál samostatně. Koeficient  $\beta_1$  tedy v tomto případě označuje průměrnou týdenní změnu výdajů pro okresy z daného příjmového kvartálu a daného decilu dle procenta obyvatel zaměstnaných ve službách.<sup>12</sup>



Obr. 4: Průměrné týdenní snížení výdajů v době původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu a zaměstnanosti ve službách

Rozdíl v týdenním propadu mezi okresech z prvního a desátého decilu z hlediska zaměstnanosti ve službách se pro všechny příjmové kvartály pohybuje kolem 2 procentních bodů. Výsledky tedy potvrzují naši hypotézu, že výdaje v okresech, ve kterých pracuje větší procento obyvatel ve službách budou klesat rychleji. Právě na službách jako jsou restaurační služby, zábavní služby a další odvětví, ve kterých je nutná mezilidská interakce, své výdaje občané omezili nejvíce. Chetty *et. al* ukazují, že 67 % propadu ve spotřebitelských výdajích bylo způsobeno

<sup>12</sup> Může tedy například dojít k tomu, že skupina ve čtvrtém kvartálu dle příjmu a prvního decilu dle zaměstnanosti ve službách bude prázdná, pokud neexistuje žádný okres nacházející se v obou skupinách zároveň.

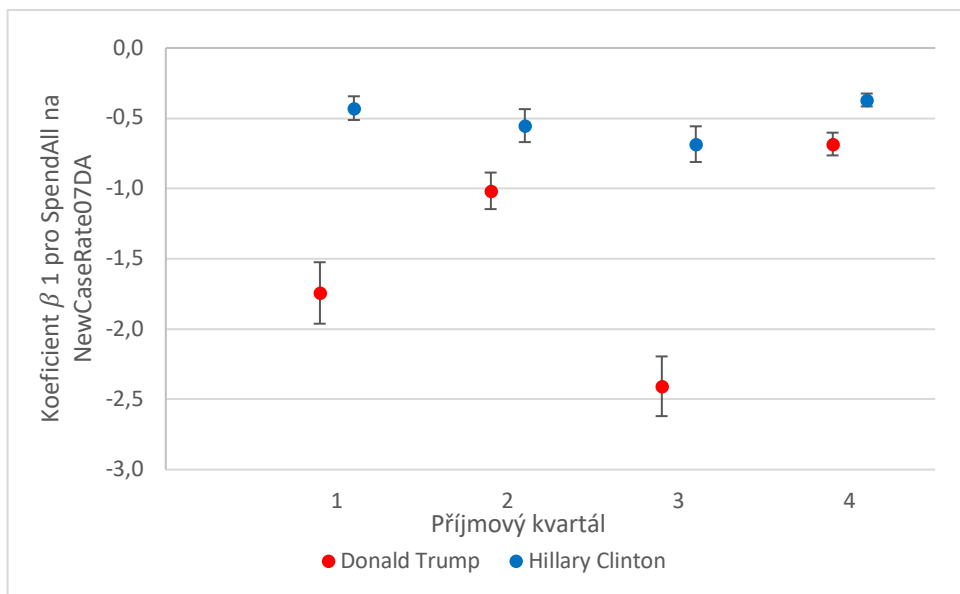
právě snížením výdajů na služby.<sup>ii</sup> Důvodem je především to, že obyvatelé kvůli strachu z nákazy omezily své útraty nejvíce na statcích, které s sebou nesli vyšší riziko nákazy. Je ale nutné zmínit, že koeficient změny výdajů není pro velké množství skupin okresů statisticky signifikantní, což naznačuje, že role zaměstnanosti ve službách měla na míru propadu méně konzistentní vliv než příjem či politické preference.

### 3.3 Analýza původního propadu na základě epidemiologické situace

Na období původního propadu nás nejvíce zajímá, do jaké míry byl propad výdajů v okresech způsoben skutečným zhoršením epidemiologické situace či spíše obecným strachem a nejistotou vyvolanou pandemií. Okresy dělíme dle politických preferencí i příjmu. Opět připomínáme závěry Allcott *et al.* (2020) či de Bruin, Saw a Goldman (2020), kteří ukazují, že mezi republikány a demokraty existoval podstatný rozdíl ve vnímání nákazy.<sup>xviii</sup> Ten panoval i mezi příjmovými skupinami.<sup>xvi</sup>

K zjištění vlivu epidemiologické situace na míru výdajů používáme *within* regresi v následujícím tvaru. Regrese odhaduje koeficienty pro spotřebitelské výdaje v daném okrese na míře nově nakažených v předchozím týdnu pro všech osm skupin:

$$SpendAll_{it} = \alpha_{it} + \sum_{q=1,2,3,4} \sum_{p=1,2} \beta_1^{q,p} (NewCaseRate07DA)_{it-1} * \mathbf{1}[IncomeQuartile = p] * \mathbf{1}[Winner2016 = q] + \varepsilon \quad 4$$



Obr. 5: Koeficienty pro *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v předchozím týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

Poměrně překvapivě nepozorujeme v demokratických okresech podstatný rozdíl mezi příjmovými kvartály. V republikánských okresech se naopak koeficienty značně liší, nenacházíme však žádný pozorovatelný trend.

Tabulka 4: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v minulém týdnu pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	NewCaseRate07DA	-1,743	0,219	-7,973	0,000	***
	2	NewCaseRate07DA	-0,428	0,084	-5,074	0,000	***
	3	NewCaseRate07DA	-1,016	0,130	-7,820	0,000	***
	4	NewCaseRate07DA	-0,552	0,117	-4,708	0,000	***
Hillary Clinton	1	NewCaseRate07DA	-2,407	0,212	-11,333	0,000	***
	2	NewCaseRate07DA	-0,684	0,127	-5,391	0,000	***
	3	NewCaseRate07DA	-0,684	0,081	-8,438	0,000	***
	4	NewCaseRate07DA	-0,370	0,046	-8,052	0,000	***

Výsledky se mohou jevit zvláště, jelikož v okresech, kde bychom očekávali z nákazy nejmenší strach, je závislost nejsilnější. V republikánských okresech z prvního a třetího příjmového kvartálu navíc dokumentujeme nejnižší propad výdajů, přesto v nich nárůst míry nově nakažených korespondoval s největším snížením výdajů.

Nacházíme však možné vysvětlení. V těchto okresech byla v době původního propadu míra nakažených nejnižší. Jedná se totiž převážně o vesnické okresy nacházející se daleko od obou pobřeží, kde se nákaza začala šířit. Míra nově nakažených tak byla řádově nižší, a i přes mírnější tempo snižování výdajů, by její nárůst korespondoval s větším snížením výdajů a koeficient by tak byl vyšší.<sup>13</sup>

Překvapivě se mohou jevit i výsledky Grangerova testu, který zkoumá zda zahrnutí míry nově nakažených do modelu odhadujícího výdaje v příštím týdnu, odhad statisticky signifikantně zpřesní (hovoříme pak o tzv. Grangerově kauzalitě). Výsledky jsou překvapivé, protože Grangerovu kauzalitu ukazují v republikánských okresech, kde bychom naopak očekávali nejmenší strach z nákazy a neočekávali bychom tedy, že by míra nově nakažených odhad pro výdaje zpřesnila. Důvodem může být to, že demokraté své výdaje kvůli obavám z pandemie snižovali, i pokud se zdravotnická situace v samotném okrese nezhoršovala. Republikánské obavy z pandemie obecně byly menší a zdravotnickou situaci ve svém spotřebitelském chování zohledňovali pouze, pokud se zhoršovala situace v jejich okrese.

<sup>13</sup> Pokud míra nově nakažených stoupla z 0 na 10, a výdaje klesly o 10 procentních bodů, byl by koeficient -1. Při zvýšení míry nově nakažených z 0 na 20 by už ale koeficient byl pouze -0,5.

Tuto domněnku však nepodporuje to, že Grangerovu kauzalitu nacházíme i v nejbohatších demokratických okresech.

Tabulka 5: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v minulém týdnu pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvar	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRate	52,737	0,000	***	Yes
	2	NewCaseRate	14,876	0,000	***	Yes
	3	NewCaseRate	46,280	0,000	***	Yes
	4	NewCaseRate	8,464	0,004	**	Yes
Hillary Clinton	1	NewCaseRate	1,405	0,236		No
	2	NewCaseRate	0,033	0,855		No
	3	NewCaseRate	2,386	0,123		No
	4	NewCaseRate	5,110	0,024	*	Yes

Celkově naše výsledky ukazují, že zvýšení míry nově nakažených korelovalo s rychlejším snižováním výdajů. Je však otázkou, do jaké míry lze ve vztahu hledat kauzalitu. Výsledky Grangerova testu ukazují, že situace v samotném okrese výdaje ovlivňovala více u republikánů. Tento jev lze zjednodušeně vysvětlit tím, že demokraté se pandemie více obávaly a své výdaje snižovaly, i pokud nebyl citelně zasažen jejich okres, kdežto republikáni pouze pokud pandemie zasáhla i jejich okres.<sup>14</sup> Toto zjištění je konzistentní s tím, že dopad pandemie na výdaje byl způsoben především panikou, kterou vyvolala, nikoliv skutečnou epidemiologickou situací v okresech, kdy by spotřebitelé své výdaje omezili především kvůli skutečnému riziku nákazy.

### 3.4 Relativní důležitost jednotlivých faktorů

Vidíme, že všechny faktory měly na původní propad efekt. Pro zjištění toho, který byl ten nejdůležitější zavádíme proměnnou *CumulativeDrop* vypočtenou z hodnoty *SpendAll*:

$$CumulativeDrop_i = \overline{(SpendAll_i)_t} - 100 \quad 5$$

, kde  $\overline{(SpendAll_i)_t}$  označuje průměrnou hodnotu výdajů v okrese *i* indexovaných na jejich lednovou úroveň v časovém období mezi 11. a 15. kalendářním týdnem. *CumulativeDrop* tedy označuje průměrně o kolik procentních bodů byly v tomto období výdaje v daném okrese nižší než v lednovém období.

<sup>14</sup> Takovou úvahu samozřejmě nelze brát absolutně. Je jasné, že i republikáni v méně zasažených okresech své výdaje kvůli pandemii snižovali. Obecně však méně než demokraté.

Následující mnohonásobná lineární regrese nám pomáhá odhadnout, který z faktorů měl na výši propadu největší vliv:

$$\begin{aligned}
 & CumulativeDrop_i \\
 & = \alpha_i + \beta_1(MedianHouseholdIncome)_i \\
 & + \beta_2(Republicans2016)_i + \beta_3(TotalService)_i + \beta_4(CaseRate)_i \\
 & + \varepsilon^{15\ 16}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

Tabulka 6: Výsledky mnohonásobné lineární regrese zjišťující závislost CumulativeDrop na jednotlivých faktorech

term	umulativeDro	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	-16,858	2,741	-6,149	0,000	***
CaseRate	-0,003	0,001	-2,977	0,003	**
MedianHouseholdIncome (1000	-0,089	0,014	-6,445	0,000	***
TotalService	-0,048	0,033	-1,452	0,147	
Republicans2016	0,089	0,014	6,283	0,000	***

Všechny koeficienty kromě zaměstnanosti ve službách jsou statisticky signifikantní. Odhadnout však, který faktor byl ten nejdůležitější není kvůli rozdílným veličinám jednoduché, jelikož velikost koeficientů se odvíjí právě od velikosti proměnných.<sup>17</sup> Ke zjištění relativní důležitosti však můžeme použít rozptyl v proměnných. V grafu 6. znázorňujeme, jak by se dle výsledků regrese změnila hodnota *CumulativeDrop* při změně jedné z nezávislých proměnných z její hodnoty pro 25. percentil okresů na 75. percentil okresů:

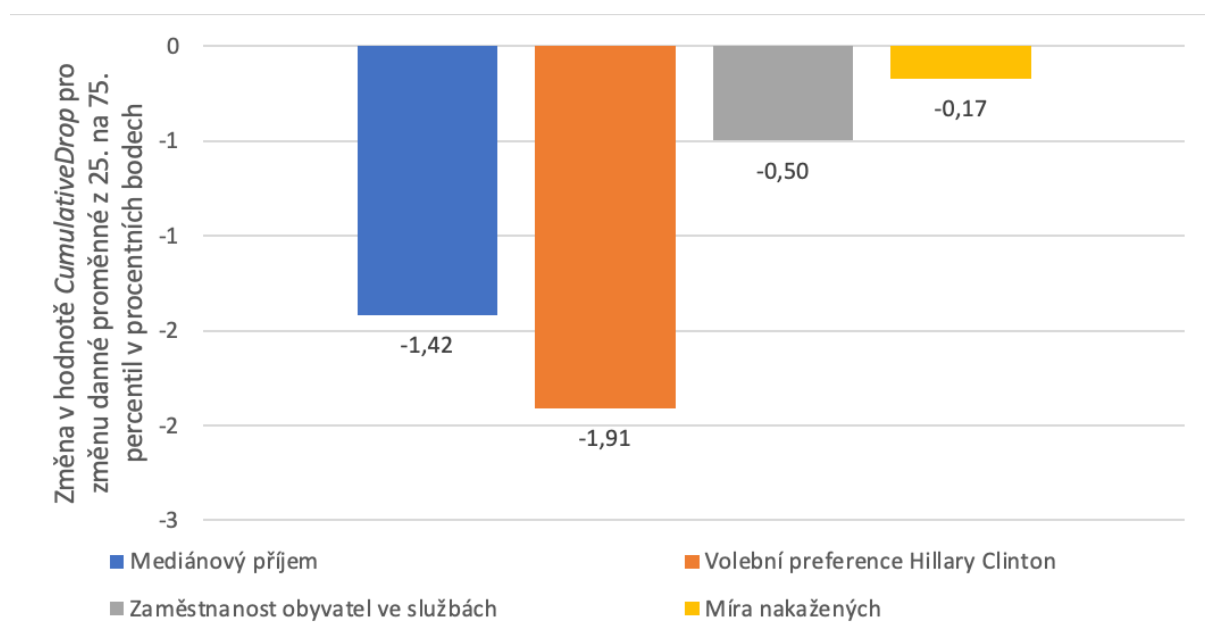
$$\Delta CumulativeDrop = \beta(Factor)_{75} - \beta(Factor)_{25}
 \tag{7}$$

kde  $\beta$  označuje koeficient pro daný faktor,  $(Factor)_{75}$  hodnotu faktoru v okrese, který se z hlediska tohoto faktoru nachází v 75. percentilu mezi okresy a  $(Factor)_{25}$  hodnotu faktoru v okrese z 25. percentilu.  $\beta(Factor)$  tak udává, jaký vliv měl faktor na odhad hodnoty *CumulativeDrop* v okrese. Rozdíl mezi  $\beta(Factor)_{75}$  a  $\beta(Factor)_{25}$  tak označuje rozdíl v odhadované hodnotě mezi dvěma okresy lišící se pouze v hodnotě proměnné (*Factor*).

<sup>15</sup> V regresi používáme proměnnou *CaseRate*, která označuje kumulativní míru nakažených za celé měřené období namísto *NewCaseRate07DA*

<sup>16</sup> Hodnota koeficientu pro *MedianHouseholdIncome* je pro příjem v tisících USD – regrese tedy pro změnu mediánového příjmu v okrese o 1 000 USD odhaduje, že se hodnota *CumulativeDrop* změní o -0,089 procentních bodů.

<sup>17</sup> Nelze například říct, že by faktor příjmu byl stejně důležitý jako politických preferencí, jen na základě toho, že odhadnuté koeficienty jsou pro ně stejně velké. Jeden odhaduje změnu v hodnotě *CumulativeDrop* při změně mediánového příjmu domácností o 1 000 USD, kdežto druhý jeho změnu při změně volebních preferencí o 1 procentní bod.



Obr. 6: Rozdíl v odhadované hodnotě CumulativeDrop pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné

Jinými slovy, z grafu lze vidět, že odhadované snížení výdajů bylo v okrese s mediánovým příjmem 63 400 USD (což je hranice právě pro 75. percentil okresů z hlediska příjmu) o 1,42 procentních bodů větší, než v okrese z 25. percentilu (tedy v okrese, kde je mediánový příjem domácností 47 500 USD).<sup>18</sup>

Dle regrese byl rozdíl největší na základě politických preferencí. Toto zjištění znovu napovídá tomu, že hlavním mechanismem snížení výdajů byly obavy z pandemie, přičemž opět odkazujeme na závěry Allcott *et al.* a de Bruin, Saw a Goldman, dle kterých byly tyto obavy u demokratů větší.

### 3.5 Shrnutí původního propadu

Ukazujeme, že propad spotřebitelských výdajů ve většině okresech započal až po vyhlášení nouzového stavu, nikoliv tedy v době, kdy se v okresech začala zhoršovat zdravotnická situace či kdy by v nich byla zavedena omezující opatření. Ta jednotlivé státy zaváděly až postupně s určitým časovým odstupem.

Propad výdajů byl nejrychlejší v demokratických okresech s nejvyššími příjmy. Větší propad výdajů pozorujeme i v okresech s vysokým procentem obyvatel zaměstnaných ve službách, a to napříč příjmovými kvartály, ovšem zaměstnanost ve službách se ukazuje být z námi

<sup>18</sup> Přestože v regresi používáme jako proměnnou procento hlasů obdržných Donaldem Trumpem, pro lepší vizualizaci v grafu používáme procento hlasů obdržných Hillary Clinton



zkoumaných faktorů tím nejméně důležitým. Jak však ukazují další sekce, její význam byl podstatný v efektu vládních politik.

Výsledky naznačují, že důvodem propadu spotřeby byla především celková nejistota a strach z nemoci, kvůli kterým spotřebitelé dobrovolně omezili své výdaje. Tyto obavy následně způsobily dramatické snížení spotřebitelské důvěry. Index spotřebitelské důvěry zpracovávaný *The Conference Board* se od února do května propadl ze 169,3 bodů na 68,4 bodů.<sup>19xix</sup> Vládní omezení či epidemiologická situace v konkrétním okrese se ukazují jako méně důležité prediktory.

Není tedy překvapivé, že výdaje nejvíce poklesly v okresech, ve kterých demografická charakteristika obyvatel napovídá tomu, že v nich byly obavy z nákazy, a tedy pravděpodobně i propad spotřebitelské důvěry, největší.

To, že za snížením výdajů stál především strach, má vážné důsledky pro vládní politiku. Znamená totiž, že nejefektivnější cestou k ekonomické obnově není nutně rozvolnění opatření, nýbrž obnovení spotřebitelské důvěry, ať už zprostředkováním vakcíny či dlouhodobým snížením míry nakažených. Rozvolnění opatření však v tomto procesu také může hrát důležitou roli, jelikož spotřebitelům naznačuje, že se situace navrácí do normálu. Je však důležité, aby nevyvolalo značné zhoršení zdravotnické situace, které by obavy opět navýšilo.

#### 4 PROCES OBNOVY

Po původním propadu výdajů začaly spotřebitelé opět navyšovat. Přestože proces ekonomické obnovy započal v různých okresech v různé době, obecně platí, že se výdaje začaly opět navyšovat 14. kalendářní týden – tedy od 13. dubna. V regresích však vždy zahrnujeme pouze okresy, ve kterých již výdaje klesly na svou nejnižší úroveň. Jelikož je však pro prvních pár týdnů těchto okresů velmi málo, v grafech vynášíme pouze hodnoty pro týdny počínaje 14. kalendářním týdnem.<sup>20</sup>

Podobně jako v předchozí kapitole se zabýváme tím, jak se obnova lišila na základě demografických faktorů. Hlavním bodem zkoumání je, jak obnovu ovlivnila vládní opatření a epidemiologická situace. Okresy dělíme dle jejich státní politiky na *Low Response*, *Rapid*

---

<sup>19</sup> Hodnota 100 je indexovaná na úroveň spotřebitelské důvěry v roce 1985.

<sup>20</sup> Pokud tedy byly výdaje v daném okrese ve 14. kalendářním týdnu na 85 % jejich lednové úrovně, následující týden na 80 % a 16. týden na 85 %, do regrese by byl okres zahrnut pouze od 15. týdne. Důvodem, proč okresy, ve kterých ještě nedošlo k největšímu propadu do regrese nezahrnujeme je ten, že nás zajímá, jak se vyvíjela samotná obnova, nikoliv celkové výdaje v době, kdy se již většina země zotavovala.

*Pullback* a *Lasting Robust Response*, abychom zjistili, jaký typ politiky obnovu nejvíce podpořil. Konečně se za pomoci *GovernmentResponseIndex* snažíme odhadnout efekt vládních opatření a míry nakažených na ekonomickou obnovu. V této části znovu využíváme rozdělení na základě příjmu a politických preferencí, abychom zjistili, zda opatření a zdravotnická situace měly různý vliv na odlišné skupiny občanů.

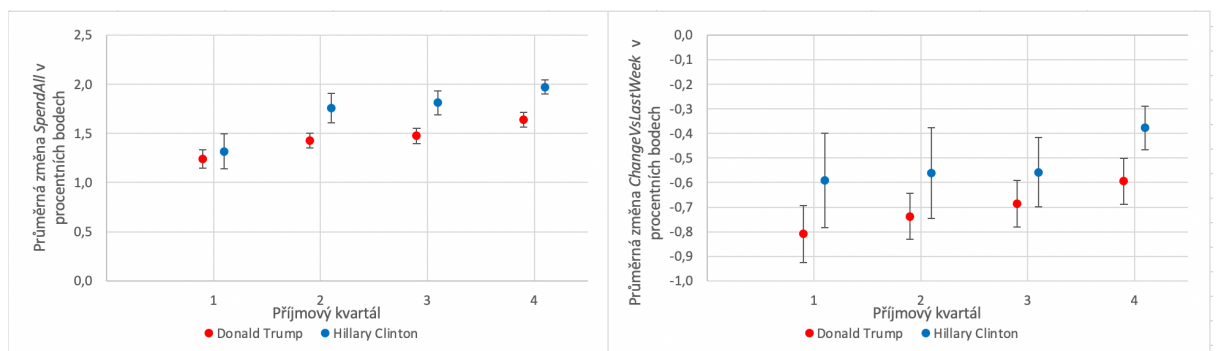
$$\begin{aligned} \text{SpendAll}_{it} / \text{ChangeVsLastWeekSpend}_{it} \\ = \alpha_i + \beta_1(\text{WeekAfterRecovery})_i + \varepsilon \end{aligned} \quad 8$$

Výše popsanou regresí s fixními efekty, do které zahrnujeme všechny okresy, zjišťujeme, že po největším propadu své výdaje okresy průměrně navyšovali o 1,5 procentních bodů týdně. S tím, jak se míra výdajů blížila lednovým hodnotám, tempo růstu samozřejmě zpomalovalo, což dokazuje regrese s proměnnou *ChangeVsLastWeek*, dle které se hodnota *ChangeVsLastWeek* napříč okresy snižovala o 0,66 procentních bodů, přičemž výsledky jsou statisticky signifikantní.

#### 4.1 Analýza obnovy na základě příjmu a politických preferencí<sup>21</sup>

Pro zjištění toho, jak se proces ekonomické obnovy lišil na základě příjmu a politických preferencí spotřebitelů, používáme následující regresí s fixními efekty:

$$\begin{aligned} \text{SpendAll}_{it} / \text{ChangeVsLastWeekSpend}_{it} \\ = \alpha_i \\ + \sum_{q=1,2,3,4} \sum_{p=1,2} \beta_1^{q,p}(\text{WeekAfterRecovery}) \\ * \mathbf{1}[\text{IncomeQuartile} = q] * \mathbf{1}[\text{Winner2016} = p] + \varepsilon \end{aligned} \quad 9$$



Obr. 7: Koeficienty pro *SpendAll* a *ChangeVsLastWeek* na *WeekAfterRecovery* v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

<sup>21</sup> V analýze obnovy vynecháváme stratifikaci na základě zaměstnanosti ve službách, jelikož se výsledky nijak podstatně nelišily

Výsledky obou regresí ukazují podobný závěr: výdaje se navyšovaly rychleji demokratických a v bohatších okresech. Tempo růstu v těchto okresech také zpomalovalo pomaleji. Rozdíl mezi kvartály je značný. Průměrná týdenní změna v republikánských okresech ze čtvrtého příjmového kvartálu činila 1,6 a v demokratických 2,0 procentní body, kdežto v okresech z prvního kvartálu byla průměrná změna pouhých 1,2 pro republikánské okresy, respektive 1,3 procentních bodů pro demokratické okresy. Obnova tak byla v nejbohatších okresech o téměř 50 % rychlejší než v těch nejchudších.

Tabulka 8: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu *ChangeVsLastWeek* během obnovy pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	ChangeVsLastWeek	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	WeekAfterRecovery	-0,809	0,059	-13,601	0,000	***
	2	WeekAfterRecovery	-0,592	0,098	-6,040	0,000	***
	3	WeekAfterRecovery	-0,737	0,047	-15,543	0,000	***
	4	WeekAfterRecovery	-0,562	0,094	-5,981	0,000	***
Hillary Clinton	1	WeekAfterRecovery	-0,687	0,048	-14,180	0,000	***
	2	WeekAfterRecovery	-0,557	0,072	-7,736	0,000	***
	3	WeekAfterRecovery	-0,595	0,047	-12,518	0,000	***
	4	WeekAfterRecovery	-0,377	0,046	-8,275	0,000	***

Tabulka 7: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu *SpendAll* během obnovy pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	WeekAfterRecovery	1,242	0,047	26,190	0,000	***
	2	WeekAfterRecovery	1,319	0,089	14,767	0,000	***
	3	WeekAfterRecovery	1,431	0,038	37,424	0,000	***
	4	WeekAfterRecovery	1,760	0,077	22,898	0,000	***
Hillary Clinton	1	WeekAfterRecovery	1,475	0,041	36,419	0,000	***
	2	WeekAfterRecovery	1,813	0,062	29,006	0,000	***
	3	WeekAfterRecovery	1,640	0,038	42,764	0,000	***
	4	WeekAfterRecovery	1,973	0,037	53,445	0,000	***

Rychlejší tempo obnovy výdajů v bohatších okresech vysvětlujeme především tím, že původní omezení výdajů bylo v těchto okresech podstatnější, jak ukazujeme v předchozí sekci. Rozdíl v původním omezení výdajů rovněž vysvětluje rychlejší nárůst výdajů v demokratických okresech.

Zároveň bylo snížení výdajů bohatých domácností do větší míry způsobeno dobrovolným omezením spotřeby, nikoliv příjmovým omezením. V navýšení výdajů na předchozí úroveň jim tak nic nebránilo. U chudších domácností, které byly ve větším množství případů nuceny svou spotřebu omezit například kvůli ztrátě zaměstnání, nezáviselo opětovné navýšení výdajů pouze na jejich rozhodnutí, ale také na obnovení jejich kupní síly.

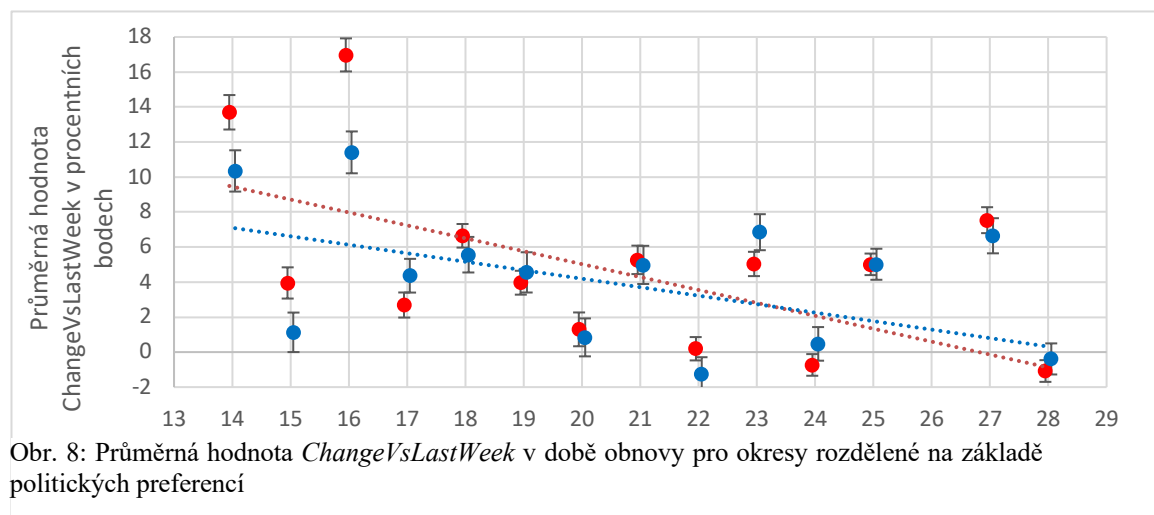
Rozdíl mezi demokraty a republikány pak kromě výše původního propadu zvýraznil ještě fakt, že se demokratickým okresům podařilo s epidemiologickou situací vesměs lépe vypořádat. Svou roli v tom sehrál i větší strach z nákazy. Dle literatury bylo v republikánských okresech

mezi březnem a květnem dodržování social distancingu o 14 % nižší než v těch demokratických.<sup>xx</sup> To přispělo k tomu, že se epidemiologická situace v republikánských okresech, relativně k demokratickým, podstatně zhoršila. To dokládá výzkum od Pew Centrum, který ukazuje, že zatímco v prvních měsících pandemie byla většina nejcitelněji zasažených okresů demokratických, během léta se situace otočila<sup>xxi</sup>. Relativně horší epidemiologická situace následně mohla ekonomickou obnovu v republikánských okresech přibrzdit.

Vývoj *ChangeVsLastWeek* v čase ukazuje, jak tempo obnovy postupně zpomalovalo. Výsledky regrese ukazují, že dynamika obnovy opadala nejrychleji v chudších okresech. Týdenní změna v nejchudších okresech se každý týden průměrně snižovala o 0,7 procentních bodů, kdežto v nejbohatších okresech se tempo snižovalo pouze o necelé 0,4 procentní body. Tempo výdajů v nejchudší skupině okresů tak klesalo o téměř 60 % rychleji.

Důvodem pro rychlejší zpomalení obnovy přisuzujeme tomu, že chudší domácnosti své výdaje podstatně navýšily v prvních týdnech obnovy, kdy došlo k zaslání stimulačních šeků, ale po utracení těchto prostředků, jim v dalším navyšování výdajů bránily rozpočtová omezení. U bohatých domácností naopak docházelo spíše k pozvolnému navyšování výdajů. V prvních týdnech obnovy sice nebyl nárůst tak výrazný, ale své tempo si držel po delší dobu.

Přestože regrese ukazuje, že tempo zpomalovalo v republikánských okresech o téměř 30 % rychleji, tento výsledek přisuzujeme především tomu, že jejich navýšení výdajů v týdnech po zaslání šeků bylo větší. Spekuluje, že vyšší navýšení spotřeby v prvních týdnech obnovy bylo způsobeno nižšími obavami z budoucího vývoje a optimističtějšími očekáváním ohledně budoucí ekonomické situace. Kvůli optimističtějšímu výhledu republikáni také uspořili menší část svých šeků, což dále umocnilo rozdíl v nárůstu výdajů v prvních týdnech obnovy.



Obr. 8: Průměrná hodnota *ChangeVsLastWeek* v době obnovy pro okresy rozdělené na základě politických preferencí

Po 16. kalendářním týdnu se však již tempo navyšování výdajů, měřené *ChangeVsLastWeek*, mezi demokraty a republikány nijak zásadně nelišilo.

## 4.2 Analýza obnovy dle státní politiky

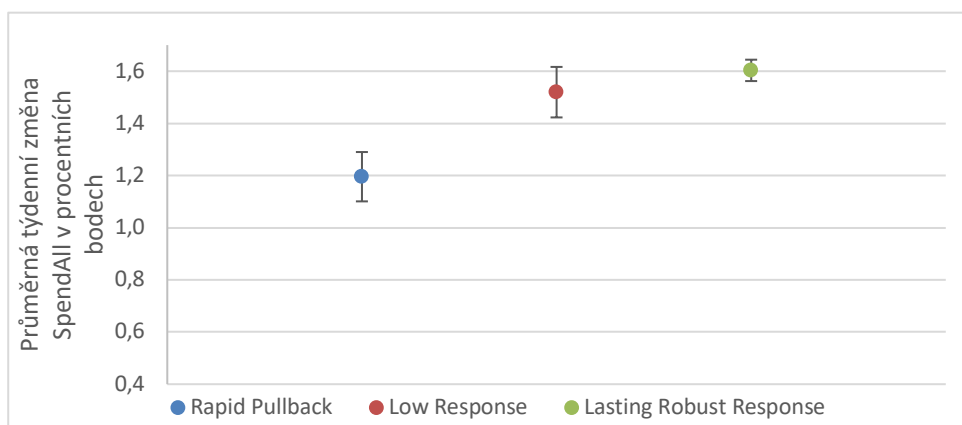
Pro poskytnutí doporučení týkající se vládní politiky je nejzajímavější analýza ekonomické obnovy z hlediska přísnosti vládních opatření a epidemiologické situace. Tyto faktory analyzujeme dohromady, jelikož jsou spolu velmi úzce spjaty. Využíváme proměnnou *NewCaseRateDecile*, která zaznamenává stav situace relativně k ostatním okresům.<sup>22</sup>

Nejdříve porovnáváme rychlost obnovy v jednotlivých okresech rozdělených dle klíče popsáno v kapitole Metodologie na *Rapid Pullback*, *Low Response* a *Lasting Robust Response*. Používáme regresi s fixními efekty v podobném tvaru jako v předchozí podkapitole. Namísto variace na základě příjmu a politických preferencí však okresy dělíme na základě jejich státní politiky:

$$SpendAll_{it} = \alpha_i + \sum_{q=1,2,3} \beta_1^q (WeekAfterRecovery)_t * \mathbf{1}[StateResponse = q] + \varepsilon \quad 10$$

Tabulka 9: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu *SpendAll* v době obnovy pro okresy rozdělené dle státní politiky

Skupina	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Rapid Pullback	Time	1,195	0,048	24,772	0,000	***
Low Response	Time	1,520	0,049	30,759	0,000	***
Robust Response	Time	1,603	0,021	76,640	0,000	***



Obr. 9: Průměrná týdenní změna *SpendAll* v době obnovy v okresech rozdělených na základě státní politiky

<sup>22</sup> Důvod, proč tuto proměnnou nevyužíváme v sekci zabývající se původním propadem je, že mnoho okresů v té době nemělo vůbec žádné nové případy. I naprosto nepatrný nárůst v počtu nových případů by tak okres posunul z prvního decilu do poměrně vysokého decilu, což by značně zkreslilo výsledky.

Výsledky ukazují, že rychlost obnovy se téměř nelišila mezi okresy ze států *Low Response* a *Lasting Robust Response*. Tempo obnovy v okresech z *Rapid Pullback* států však zaostávalo. Zdánilivě se nabízí podobné vysvětlení, kterým jsme vysvětlili rychlejší tempo obnovy v demokratických a bohatých okresech. Tedy, že by se výdaje v *Lasting Robust Response* okresech propadly výrazněji, a jejich opětovné navýšení tak mohlo být rychlejší. Dle našich dat však byl průměrný největší propad výdajů v okresech z *Lasting Robust Response* států pouze o 2 procentní body větší než v okresech z *Low Response* a *Rapid Pullback* států. Rozdíl tedy nebyl tak podstatný a nemůže plně vysvětlit rozdílné tempo obnovy.

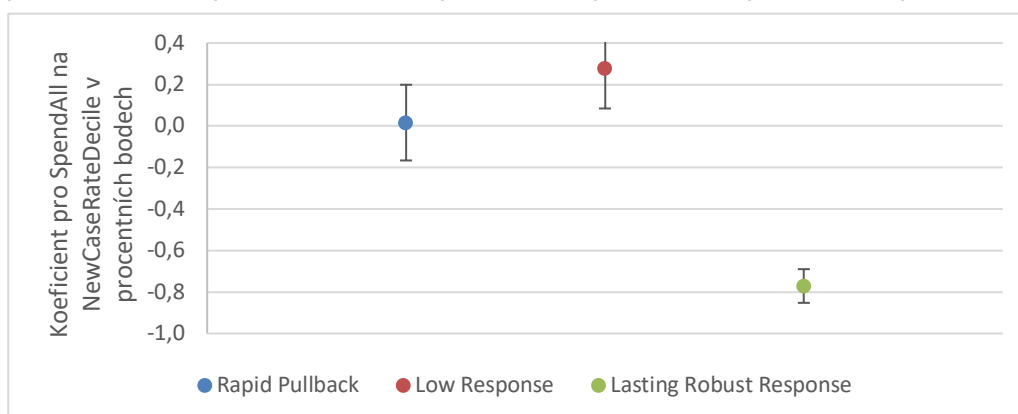
Druhým možným vysvětlením je, že v *Rapid Pullback* státech došlo k příliš rychlému rozvolnění. Epidemiologická situace v nich totiž v nich sice vyžadovala přísná opatření, ta však byla rozvolněna, což přineslo opětovné nárůst v míře nově nakažených. Kvůli tomuto zhoršení situaci pak spotřebitelé své výdaje nenavyšovali tak podstatně. Naopak *Lasting Robust Response* státům se právě díky přísným opatřením podařilo dostat zdravotnickou situaci pod kontrolu.<sup>23</sup>

Následně pomocí proměnné *NewCaseRateDecile*, zjišťujeme, jak se v okresech dělených na základě státní politiky lišila reakce občanů na relativní zhoršení epidemiologické situace:

$$SpendAll_{it} = \alpha_i + \sum_{q=1,2,3} \beta_1^q (NewCaseRateDecile)_{t-1} * \mathbf{1}[StateResponse = q] + \varepsilon \quad 11$$

Tabulka 10: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v okresech rozdělených dle státní politiky

Skupina	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Rapid Pullback	NewCaseRateDecile	0,016	0,093	0,176	0,860	
Low Response	NewCaseRateDecile	0,276	0,098	2,825	0,005	**
Robust Response	NewCaseRateDecile	-0,771	0,041	-18,612	0,000	***



Obr. 10: Koeficienty pro *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v době obnovy v okresech rozdělených dle státní politiky

<sup>23</sup> Tomu nasvědčuje skutečnost, že na konci 14. kalendářního týdnu (tedy 5. dubna) byla mediánová hodnota pro *NewCaseRateDecile* v *Lasting Robust Response* okresech 6, na konci našeho pozorování (12. července) pouze 5. Mediánové hodnoty pro *Low Response* okresy byly 5, respektive 6. Pro *Rapid Pullback* okresy nejdříve 5, poté 7.

Z výsledků je patrné, že relativní zhoršení situace ve státech s laxními opatřeními korelovala s navýšením výdajů v nadcházejícím týdnu. V okresech z *Rapid Pullback* států nebyl koeficient statisticky signifikantní a vliv relativní zdravotnické situace se tedy v těchto okresech různil. V okresech z *Lasting Robust Response* států je koeficient negativní a zhoršení relativní situace v nich tak nárůst výdajů přibrzdřovalo.

Výsledky dle nás ukazují, že přístup jednotlivých států k nákaze se následně projevil i v chování jejich občanů. Občané z *Lasting Robust Response* států, které byly pandemií nejcitelněji zasaženy,<sup>24</sup> své chování situaci přizpůsobovali. To vysvětluje, proč tempo navyšování jejich výdajů při zhoršení relativní situace, dané proměnnou *NewCaseRateDecile*, zpomalovalo. Relativní zlepšení situace u nich pak korelovalo s rychlejším navyšováním výdajů.

U *Low Response* okresů podle nás dochází k tomu, že po původním snížení výdajů, které nemuselo nutně souviset se zdravotnickou situací, své výdaje spotřebitelé navyšovali nezávisle na tom, zda se relativní situace v okrese zlepšovala či zhoršovala. Spotřebitelé z *Low Response* okresů své chování tolik nepřizpůsobovali situaci v okrese samotném především proto, že je původní vlna tolik nezasáhla (což ve většině *Low Response* státech vysvětluje, proč v nich nebyla zavedena přísnější opatření). Zároveň však v těchto okresech kvůli laxním opatřením docházelo ke zhoršení zdravotnické situace relativně k ostatním okresům. Výdaje i *NewCaseRateDecile* tedy stoupaly, což vysvětluje, proč je v této skupině koeficient kladný.

Tabulka 11: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v minulém týdnu v okresech rozdělených dle státní politiky

Skupina	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Rapid Pullback	NewCaseRateDecile	23,301	0,000	***	Yes
Low Response	NewCaseRateDecile	1,498	0,221		No
Lasting Robust Response	NewCaseRateDecile	13,185	0,000	***	Yes

To, že se výdaje odvíjely od situace v samotném okrese především v *Lasting Robust Response* státech, potvrzuje i Grangerův test. Ten zkoumá, zda zahrnutí hodnoty *NewCaseRateDecile* do modelu odhadujícího výši výdajů, odhad modelu zpřesní. Zatímco v *Rapid Pullback* i *Lasting Robust Response* státech použití proměnné odhad opravdu zpřesňuje, v *Low Response* státech nevede její zahrnutí do modelu ke statisticky signifikantně přesnějšímu odhadu. To dle nás dále dokládá, že obyvatelé z *Low Response* států zdravotnickou situaci nebrali v potaz tak moc, jako občané z *Rapid Pullback* a *Lasting Robust Response* států.

<sup>24</sup> Dle našich dat bylo v *Low Response* okresech v prvním týdnu obnovy průměrně 68 nakažených na 1000 obyvatel, v *Lasting Robust Response* 90 nakažených na 1000 obyvatel a v *Rapid Pullback* okresech 73 nakažených na 1000 obyvatel.

Závěrem našeho zkoumání vlivu státní politiky je, že obnova výdajů byla nejpomalejší v okresech ve státech, které svá protipandemická opatření rychle rozvolnily. To dle nás poukazuje na to, že politika v *Rapid Pullback* okresech mohla být chybně zvolená. Původní propad totiž v těchto okresech byl podobně velký a rozdílné tempo navyšování výdajů tedy nelze vysvětlit tím, že by spotřebitelé v *Rapid Pullback* státech neměli takový prostor k navýšení výdajů.

Dalším zajímavým zjištěním je, že v *Low Response* státech, se nezdá, že by relativní zhoršení situace obnovu podstatně brzdilo. Občané v těchto státech pravděpodobně nákazu nevnímali jako tak rizikovou, kvůli tomu, že se jim původní vlna vyhla. Tomu napovídají i výsledky Grangerova testu, dle kterého decil okresu dle míry nově nakažených v okresech z těchto států neovlivňoval budoucí vývoj výdajů. V dalších dvou skupinách států naopak zvýšení míry nakažených obnovu přibrzdovalo.

### 4.3 Analýza obnovy dle přisnosti politiky a vývoje epidemiologické situace

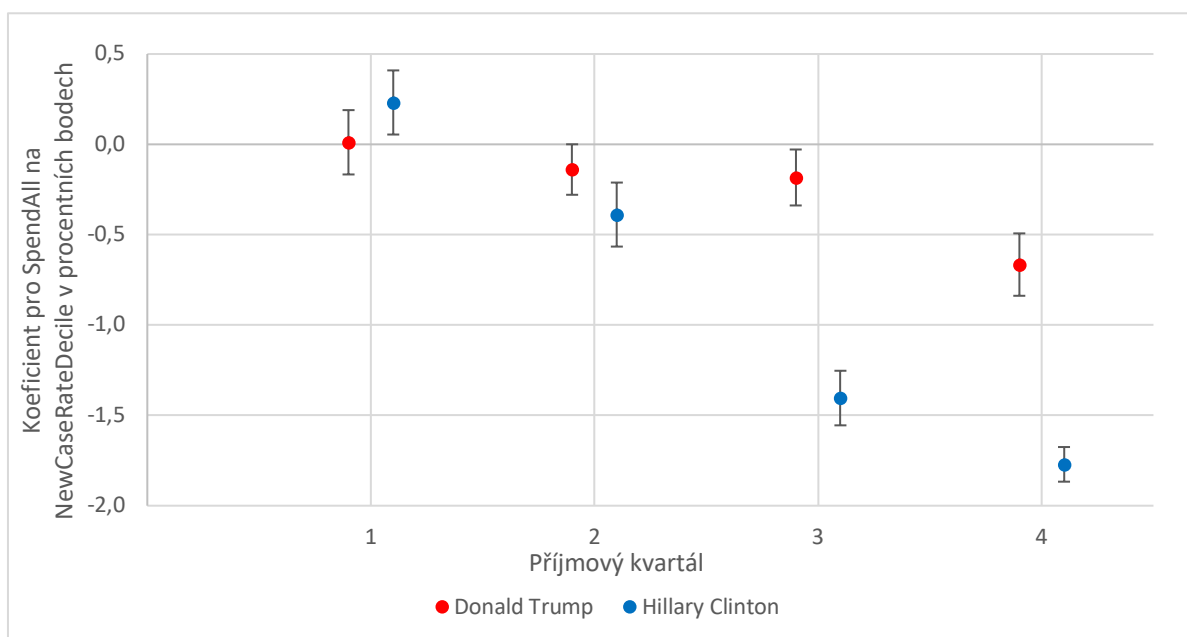
Dále zkoumáme, jak ovlivňovala epidemiologická situace výdaje v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí. K analýze používáme následující regresi:

$$SpendAll_{it} = \alpha_i + \sum_{q=1,2,3,4} \beta_1^{q,p} (NewCaseRateDecile)_{it} * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] * \mathbf{1}[Winner2016 = q] \varepsilon \quad 12$$

Tabulka 12: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	NewCaseRateDecile	0,011	0,091	0,126	0,900	
	2	NewCaseRateDecile	0,232	0,177	1,306	0,192	
	3	NewCaseRateDecile	-0,139	0,071	-1,955	0,051	.
	4	NewCaseRateDecile	-0,389	0,177	-2,194	0,029	*
Hillary Clinton	1	NewCaseRateDecile	-0,183	0,079	-2,320	0,020	*
	2	NewCaseRateDecile	-1,404	0,151	-9,296	0,000	***
	3	NewCaseRateDecile	-0,665	0,088	-7,554	0,000	***
	4	NewCaseRateDecile	-1,771	0,096	-18,472	0,000	***





Obr. 11: Koeficienty pro *SpendAll* na decil míry nově nakažených době obnovy v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí

Tabulka 13: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRateDecile	15,206	0,000	***	Yes
	2	NewCaseRateDecile	1,880	0,170		No
	3	NewCaseRateDecile	5,539	0,019	*	Yes
	4	NewCaseRateDecile	2,879	0,090	.	No
Hillary Clinton	1	NewCaseRateDecile	4,438	0,035	*	Yes
	2	NewCaseRateDecile	0,713	0,399		No
	3	NewCaseRateDecile	0,072	0,789		No
	4	NewCaseRateDecile	1,492	0,222		No

Zhoršení situace korelovalo s pomalejším navyšováním výdajů v demokratických okresech. Zároveň je ale nutné vzít v potaz výsledky Grangerova testu, který mezi relativní zdravotnickou situací a mírou výdajů nenachází Grangerovu kauzalitu.

Grangerův test dokonce ukazuje, že decil okresu dle míry nově nakažených pomáhá lépe odhadnout míru výdajů pouze v okresech patřících do prvního příjmového kvartálu a v okresech ze třetího příjmového kvartálu, které volily Donalda Trumpa.

Výsledky jsou, podobně jako u obdobného Grangerova testu, který jsme prováděli pro období původního propadu, na první pohled zvláštní, jelikož regrese výše ukazuje, že decil dle míry nově nakažených nejsilněji koreloval s výdaji v demokratických okresech. V demokratických okresech však nenacházíme Grangerovu kauzalitu. Ve skutečnosti jsou ale konzistentní s dosavadními zjištěními, že v demokratických okresech se snížení výdajů odvíjelo především na základě *obav* z nákazy, nikoliv na základě *skutečné* zdravotnické situace v okrese. Jelikož

byly obavy mezi demokratickými okresy podobně velké, zjištění relativní zdravotnické situace v jednotlivém okrese by nepomohlo poskytnout signifikantně přesnější odhad míry výdajů.<sup>25</sup>

U republikánů naopak skutečná zdravotnická situace paradoxně kvůli jejich nižším obavám výdaje v okrese ovlivňovala. Skutečná zdravotnická situace totiž u republikánů ovlivňovala jejich *obavy* ohledně budoucího vývoje značněji než u demokratů. Pokud na tom byl okres ze zdravotnického hlediska relativně dobře, republikáni pandemii ve svém rozhodování téměř nezohledňovali. Pokud však byl okres nemocí zasažen, republikáni se začali dopadů pandemie více obávat. Z tohoto důvodu je relativní míra zasaženosti v republikánských okresech dobrým prediktorem výdajů, zatímco v demokratických ne, jelikož má větší dopad na spotřebitelskou důvěru.

Dále nás zajímá, jak na výdaje působila přísnost státní politiky v kombinaci s mírou nově nakažených v minulém týdnu:

$$\begin{aligned}
 SpendAll_{it} = & \alpha_i \\
 & + \sum_{q=1,2,3,4} \beta_1^q (NewCaseRate07DA)_{it-1} \\
 & * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] \\
 & + \sum_{q=1,2,3,4} \beta_2^q (GovernmentResponseIndex)_{it} * \\
 & * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

Lze očekávat, že stoupající přísnost povede občany k pomalejšímu zvyšování výdajů. Je však otázkou, jak se budou výdaje v době obnovy odvíjet v závislosti na míře nově nakažených. Čekáme, že v bohatších okresech budou výdaje se zvyšující se mírou nakažených klesat. Přestože v jejich chování nehrála hlavní roli samotná situace v okrese, což dokládá výsledek Grangerova testu, který pro nejbohatší okresy mezi mírou výdajů a relativní zdravotnickou situací Grangerovu kauzalitu neukázal, dle literatury platí, že se tito občané pandemie více obávaly. Proto bychom při relativním zlepšení situace v bohatých okresech očekávaly rychlejší navyšování výdajů než, kdyby ke zlepšení nedošlo.<sup>26</sup>

---

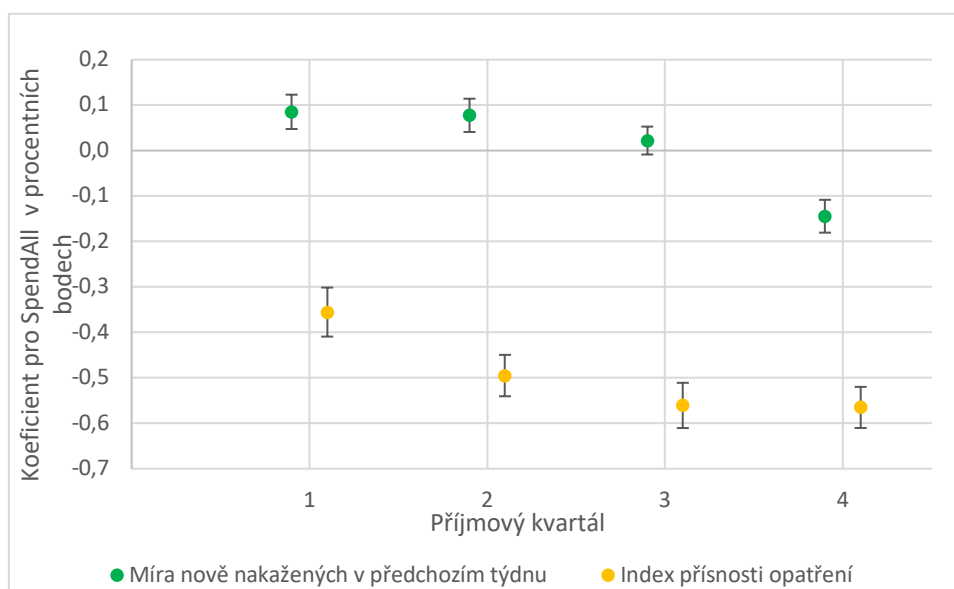
<sup>25</sup> Očekáváme, že obavy byly větší v citelněji zasažených okresech. Pravděpodobně však ne natolik, aby mezi zdravotnickou situací a výdaji existovala Grangerova kauzalita.

<sup>26</sup> Znovu ovšem zdůrazňujeme, že se nemusí jednat o kauzální vztah.

Naopak v okresech, ve kterých se obyvatelé nákazy tolik neobávali, a epidemiologický vztah ve svém chování nezohledňovali, očekáváme opačný vztah. S navýšením výdajů lze totiž předpokládat nižší míru dodržování sociálního distancingu, což povede k nárůstu míry nově nakažených a vztah mezi proměnnými tak bude kladný. Výsledky regrese pro jednotlivé příjmové kvartály udáváme níže:

Tabulka 14: Výsledky *within* regrese zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v předchozím týdnu a *GovernmentResponseIndex* v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí

Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
1	NewCaseRate07DA	0,085	0,019	4,422	0,000	***
	GovernmentResponseIndex	-0,355	0,028	-12,903	0,000	***
2	NewCaseRate07DA	0,078	0,019	4,150	0,000	***
	GovernmentResponseIndex	-0,495	0,023	-21,308	0,000	***
3	NewCaseRate07DA	0,022	0,016	1,407	0,160	
	GovernmentResponseIndex	-0,561	0,025	-22,079	0,000	***
4	NewCaseRate07DA	-0,144	0,018	-7,837	0,000	***
	GovernmentResponseIndex	-0,565	0,023	-24,498	0,000	***



Obr. 12: Koefficienty pro *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v předchozím týdnu a *GovernmentResponseIndex* v okresech rozdělených na základě příjmu

Téměř všechny koefficienty jsou statisticky signifikantní. Zjišťujeme, že stoupající míra nově nakažených a zpřísnování opatření nejvíce ovlivňovalo výdaje ve čtvrtém příjmovém kvartále. V ostatních příjmových kvartálech zvyšující se míra nově nakažených dle očekávání korelovala s rychlejším navýšením výdajů. Efekt zpřísnění opatření naopak byl stejný napříč okresy a ve všech skupinách zpřísnění korelovalo se snížením výdajů. Vysvětlení nacházíme v tom, že zpřísnění spotřebitelům signalizovalo zhoršení epidemiologické situace. Větší strach z nákazy pak vysvětluje, proč zpřísnění opatření v bohatých okresech vedlo k většímu snížení výdajů.

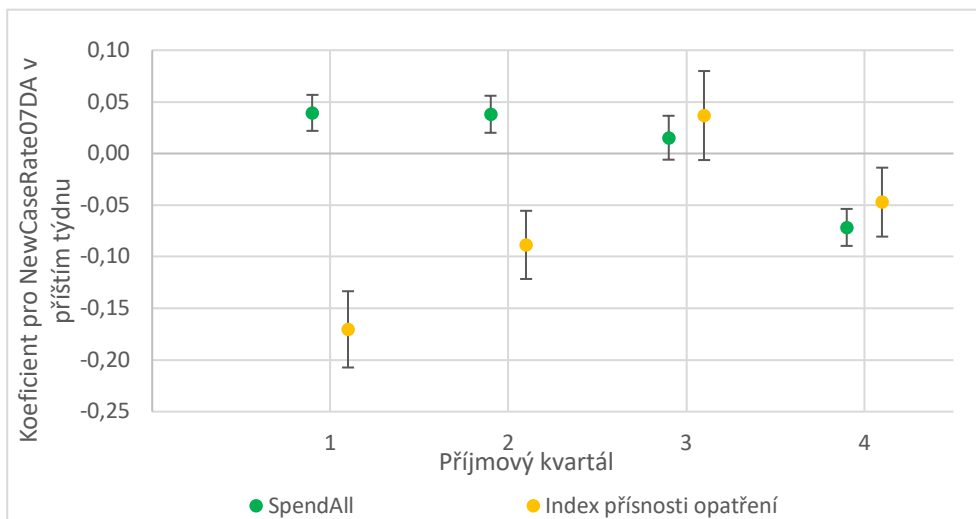
Pro tuto regresi s větším množstvím proměnným bohužel nedisponujeme výsledky Grangerova testu. Naši hypotézu toho, že v ostatních kvartálech byla závislost opačná a míra útrat ovlivňovala míru nakažených, se však pokoušíme otestovat za pomoci podobné regrese, která namísto míry nově nakažených v předchozím týdnu využívá míru nově nakažených v dalším týdnu -  $(NewCaseRate07DA)_{t+1}$ . Zároveň změním své závislé a nezávislé proměnné:

$$\begin{aligned}
 &NewCaseRate07DA_{it+1} \\
 &= \alpha_i \\
 &+ \sum_{q=1,2,3,4} \beta_1^q (SpendAll)_{it} * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] \\
 &+ \sum_{q=x} \beta_2^q (GovernmentResponseIndex)_{it} \\
 &* \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

14

Tabulka 15: Výsledky *within* regrese zjišťující závislost *NewCaseRate07DA* v příštím týdnu na *SpendAll* a *GovernmentResponseIndex* v okresech rozdělených dle příjmu

Příjmový kvartál	<i>NewCaseRate07DA</i> <sub>t+1</sub>	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
1	<i>SpendAll</i>	0,039	0,009	4,422	0,000	***
	<i>GovernmentResponseIndex</i>	-0,170	0,019	-9,040	0,000	***
2	<i>SpendAll</i>	0,038	0,009	4,150	0,000	***
	<i>GovernmentResponseIndex</i>	-0,089	0,017	-5,256	0,000	***
3	<i>SpendAll</i>	0,015	0,011	1,407	0,160	.
	<i>GovernmentResponseIndex</i>	0,037	0,022	1,671	0,095	.
4	<i>SpendAll</i>	-0,072	0,009	-7,837	0,000	***
	<i>GovernmentResponseIndex</i>	-0,047	0,017	-2,766	0,006	**



Obr. 13: Koeficienty pro *NewCaseRate07DA* v příštím týdnu na *SpendAll* a *GovernmentResponseIndex* v okresech rozdělených na základě příjmu

Výsledky regrese skutečně naznačují, že při navýšení výdajů v týdnu  $t$ , lze v týdnu  $t + 1$  očekávat zvýšení míry nově nakažených. Efekt je však velmi malý a mnohem podstatněji míru

nově nakažených ovlivňovala přísnost opatření. Zpřísnění opatření ve většině okresů vedlo ke snížení míry nakažených. Zajímavé je, že efekt zpřísnění byl nejpodstatnější v nejchudších okresech. Možným vysvětlením je to, že v těchto okresech obyvatelé social distancing nedodržovaly dobrovolně v takové míře jako obyvatelé bohatších okresů. Pokud tak došlo ke zpřísnění opatření v bohatých okresech, skutečné chování obyvatel se nezměnilo do takové míry, jelikož nově nastoleným pravidlům již odpovídalo. V chudších okresech byla naopak změna chování kvůli novým opatřením značná.

#### 4.4 Shrnutí procesu obnovy

Zjišťujeme, že obnova byla nejrychlejší ve skupinách okresů, které při původním propadu své výdaje omezily nejvíce. Dále vidíme, že obnova byla nejpomalejší v *Rapid Pullback* státech, což dle nás mohlo být způsobeno příliš rychlým rozvolněním opatření, které vedlo ke zhoršení situace. To následující obnovu přibrzdilo. Zhoršení si navíc mohlo vyžádat opětovné zpřísnění opatření.

Zároveň ale ukazujeme, že ve většině skupin okresů rozdělených na základě příjmu a politických preferencí nebyla epidemiologická situace s výdaji tak úzce spojena. V bohatých a demokratických okresech sice mezi relativní zdravotnickou situací v okrese a mírou výdajů existovala silná korelace, ovšem výsledky Grangerova testu mezi nimi nenachází kauzální vztah. Test tak ukazuje, že spotřebitelé své chování nepřizpůsobovali situaci v samotném okrese. Dělíme-li však okresy na základě státních opatření, v okresech z *Lasting Robust Response* a *Rapid Pullback* států již Grangerovu kauzalitu nacházíme.

Tyto rozdílné výsledky Grangerova testu nabízejí zajímavou hypotézu. To, zda občané své chování přizpůsobovali situaci v samotném okrese bylo dáno především tím, jestli byl okres pandemií v první vlně citelně zasažen,<sup>27</sup> a ne politickými preferencemi či příjmem. Faktory příjmu a politických preferencí naopak ovlivňovaly to, jaké byly obecné obavy z nákazy.

Pokud tedy okres zasažen nebyl, pak příjem a politické preference míru omezení výdajů citelně ovlivňovaly, jelikož omezení výdajů se odvíjelo především od obecných obav obyvatel z nákazy a ty se měnily právě na základě těchto dvou faktorů.<sup>xvi xviii</sup>

Konečně zjišťujeme, že ve většině skupin okresů rozdělených dle příjmu docházelo k tomu, že navýšení výdajů bylo následováno navýšením míry nově nakažených. To, že by navýšení

---

<sup>27</sup> Připomínáme, že okresy z *Lasting Robust Response* a *Rapid Pullback* států byly první vlnou zasaženy citelněji než okresy z *Low Response* států.

výdajů, a s ním spojené nižší dodržování social distancingu, přímo vedlo ke zvýšení počtu nově nakažených však nemáme podpořeno výsledky Grangerova testu.

## 5 VLÁDNÍ POLITIKY

### 5.1 Economic Impact Payments

#### 5.1.1 Úvod ke Economic Impact Payments

Vládní politika Economic Impact Payments (dále také Stimulus Payments či stimulační šeky) byla přijata americkým kongresem v rámci tzv. CARES Actu, který měl za úkol pomoci zotavit ekonomiku ze zničujících dopadů pandemie. Měl především podpořit značně pokleslou spotřebitelskou poptávku. Na přijetí stimulačního balíčku se americký kongres dohodl 25. března a prezident Trump jej podepsal 27. března, tedy 12. kalendářní týden. Stimulační balíček kromě stimulačních šeků domácnostem zahrnoval řadu dalších opatření jako odložení daní, zaručení půjček firmám či podporu plateb zaměstnanců v rámci tzv. *Paycheck Protection Program*. Všechny tyto politiky měly na americkou ekonomiku citelný dopad. V naší práci se však zabýváme pouze stimulačními šeky, jelikož ty měly na námi zkoumané spotřebitelské výdaje největší vliv.

Stimulační šeky byly zaslány většině amerických domácností. Výše šeku činila 1 200 amerických dolarů na jednoho dospělého a 500 USD na dítě, kterému bylo méně než 17 let. Nárok na šek měl každý rezident, který v roce 2019 podal daňové přiznání a jehož příjem byl v tomto roce nižší než 99 000 USD. Plnou výši šeku však obdržely pouze jednotlivci jejichž příjem byl nižší než 75 000 či domácnosti s příjmem pod 150 000. Pro jednotlivce s příjmem vyšším než 75 000 se výše šeku snižovala o 5 dolarů za každých 100 dolarů příjmu nad 75 000.

Šeky byly zaslány podobně jako jiné vládní benefity přímým zasláním peněz na účet příjemce. K jejich zaslání šeků docházelo od 24. dubna, tedy od 17. kalendářního týdne. Šeky byly nejdříve zaslány občanům s příjmem pod 10 000 dolarů, následně těm s příjmem pod 20 000, atd. Tento proces pokračoval, dokud nebyly šeky poslány všem oprávněným občanům, přičemž na konci května již své šeky obdrželo více než 70 % občanů.<sup>xxii</sup>

## 5.1.2 Analýza celkového dopadu Economic Impact Payments

Analýzu stimulových šeků začínáme použitím regresní diskontinuity, která nám umožňuje určit kauzální efekt stimulových šeků jednak na celkovou úroveň spotřebitelských výdajů měřenou *SpendAll* a také na dynamiku změny spotřebitelských výdajů měřenou proměnnou *ChangeVsLastWeekSpend*:<sup>28</sup>

$$\begin{aligned}
 &SpendAll_{it} / ChangeVsLastWeekSpend_{it} \\
 &= \alpha + \sum_{q=0,1} \beta_1^q (StimulusPayments) * \mathbf{1}[ReceivedPayments_t = q] \\
 &+ \beta_2^1 (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 &+ \beta_2^2 (WeekAfterStimulusPayments)_t * (ReceivedPayments)_t + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

, kde proměnná *ReceivedPayments* nabývá hodnoty 1 v čase  $WeekAfterReopening \geq 0$ .  $\beta_1$  tedy odhaduje koeficient právě pro přijetí šeků,<sup>29</sup>  $\beta_2$  pak koeficient pro změnu v čase.<sup>30</sup>

Je důležité zmínit, jak koeficienty regresí interpretovat. V regresi pro *SpendAll* by nulové koeficienty znamenaly, že se výdaje neměnily vůbec. V regresi pro *ChangeVsLastWeekSpend* by pak byly koeficienty nulové, pokud by se spotřebitelské výdaje měnily stejným tempem jako v předchozích týdnech.  $\beta_1$  označuje kauzální efekt zaslání šeků. Pozitivní  $\beta_2^1$  V regresi pro *ChangeVsLastWeekSpend* znamená, že tempo zvyšování výdajů zrychlovalo i v období před zasláním šeků.  $\beta_2^2$  nám pak říká, jak se koeficient změnil po zaslání šeků. Pozitivní hodnota tak znamená, že tempo zrychlovalo více než před zasláním.

Tabulka 17: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *ChangeVsLastWeekSpend* pro tři různě dlouhá časová období

2Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance	3Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance	4Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	-6,086	0,774	-7,866	0,000	***	(Intercept)	12,973	0,529	24,531	0,000	***	(Intercept)	7,398	0,428	17,294	0,000	***
$\beta_1$	17,080	0,836	20,440	0,000	***	$\beta_1$	-2,738	0,603	-4,540	0,000	***	$\beta_1$	2,636	0,506	5,207	0,000	***
$\beta_2^1$	-5,271	0,489	-10,774	0,000	***	$\beta_2^1$	9,022	0,245	36,856	0,000	***	$\beta_2^1$	5,678	0,156	36,347	0,000	***
$\beta_2^2$	1,599	0,547	2,924	0,003	**	$\beta_2^2$	-11,555	0,290	-39,893	0,000	***	$\beta_2^2$	-8,009	0,191	-41,864	0,000	***

Tabulka 16: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období

2Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance	3Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance	4Weeks	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	69,813	0,698	100,053	0,000	***	(Intercept)	72,156	0,473	152,673	0,000	***	(Intercept)	63,740	0,386	165,156	0,000	***
$\beta_1$	9,809	0,754	13,015	0,000	***	$\beta_1$	7,328	0,539	13,598	0,000	***	$\beta_1$	16,286	0,457	35,665	0,000	***
$\beta_2^1$	-1,115	0,441	-2,526	0,012	*	$\beta_2^1$	0,642	0,219	2,937	0,003	**	$\beta_2^1$	-4,407	0,141	-31,275	0,000	***
$\beta_2^2$	3,676	0,493	7,451	0,000	***	$\beta_2^2$	2,127	0,259	8,215	0,000	***	$\beta_2^2$	6,634	0,173	38,437	0,000	***

<sup>28</sup> Abychom se vyhnuli případnému zkreslení, způsobeného abnormálním růstem výdajů v určitém časovém období provádíme regresní diskontinuitu pro tři různě dlouhá časová období:  $-4 \leq WeekAfterStimulusPayments \leq 4$  (9-ti týdenní),  $-3 \leq WeekAfterStimulusPayments \leq 3$  (7-mi týdenní) a  $-2 \leq WeekAfterStimulusPayments \leq 2$  (5-ti týdenní)

<sup>29</sup> Přestože v naší práci týden, ve kterém se začaly šeky posílat označujeme jako „týden zaslání šeků“, znovu zdůrazňujeme, že ne všechny domácnosti obdržely své šeky přesně v tento týden.

<sup>30</sup>  $\beta_2$  pak nabývá jiné hodnoty na základě toho, zda již došlo k zaslání šeků. V tabulkách se tedy objevují dva koeficienty:  $\beta_2^1$ , která označuje koeficient pro změnu v čase před zasláním šeků a  $\beta_2^2$ , která označuje změnu v hodnotě  $\beta_2$  po zaslání šeků. Pro zjištění koeficientu pro čas po zaslání šeků je tedy nutné sečíst  $\beta_2^1$  a  $\beta_2^2$

Koeficienty  $\beta_1$  pro zaslání šeků jsou ve všech případech statisticky významné. Potvrzují naše očekávání toho, že stimulové šeky podstatně přispěly ke zvýšení spotřebitelských výdajů. Regrese pro nejdelší časové období zahrnující týden zaslání šeků a čtyři týdny před a po zaslání šeků ukazuje, že šeky zvýšily úroveň výdajů o 16 procentních bodů a zrychlily tempo jejich růstu o 2,6 procentních bodů.

Koeficient  $\beta_1$  pro *ChangeVsLastWeekSpend* je však značně menší než ten pro *SpendAll*. Důvod, proč se tempo růstu změnilo mnohem méně relativně k absolutní hodnotě výdajů je, že již před zasláním šeků výdaje rostly velmi rychle. Rychlý růst výdajů v období před zasláním šeků dokazují vysoké hodnoty koeficientů  $\beta_2^1$ . Rychlý růst v tomto období vysvětlujeme signalizačním efektem šeků, díky kterému domácnosti začaly navyšovat výdaje již před obdržetím peněz. Vysoká hodnota  $\beta_2^1$  rovněž podporuje naši domněnku, že domácnosti netrpěly tak citelným výpadkem příjmů a omezení útrat nebylo způsobeno primárně rozpočtovými omezeními, nýbrž dobrovolným omezením spotřeby způsobeným sníženou spotřebitelskou důvěrou. Samotná informace o zaslání šeků pak spotřebitelskou důvěru a vnímání ekonomické situace značně zlepšilo. Spotřebitelé své výdaje následně začali navyšovat již před tím, než peníze obdrželi.

Signalizační efekt rovněž vysvětluje, proč regresní diskontinuita využívající středně dlouhé časové období ukazuje nejmenší efekt samotného zaslání šeků. Dochází zde přesně ke zkreslení, kvůli kterému využíváme k analýze tři různě dlouhá časová období. Na konci třetího týdne před zasláním šeků totiž došlo ke schválení tzv. CARES Act a jeho podepsání prezidentem Trumpem.<sup>xxiii</sup> V následujícím týdnu tedy spotřebitelé již signalizační efekt obdrželi a začali navyšovat své výdaje. To dokládají grafy 16. a 17. z následující podkapitoly, ze kterých je patrné, že k zastavení propadu výdajů a počátku jejich postupnému návratu na předchozí úroveň došlo napříč příjmovými kvartály právě mezi týdny *WeekAfterStimulusPayments* = -3 a *WeekAfterStimulusPayments* = -2.

Zpomalení tempa navyšování výdajů po zaslání šeků je pak logické, jelikož výdaje již nemohly dále růst tak rychlým tempem. Přesto dle výsledků 9-ti týdenní regrese výdaje rostly i po zaslání šeků průměrně o 6,6 procentních bodů týdně.



### 5.1.3 Efekt Economic Impact Payments na základě příjmu

Pro zjištění toho, jak se efekt stimulových šeků lišil na základě příjmů, provádíme obdobnou analýzu pomocí regresní diskontinuity jednotlivě pro každý příjmový kvartál:

$$\begin{aligned}
 & SpendAll_{it} / ChangeVsLastWeekSpend_{it} \\
 &= \sum_{q=1,2,3,4} \alpha^q * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] \\
 &+ \sum_{q=1,2,3,4} \beta_1^q (StimulusPayments) * (ReceivedPayments)_t \\
 &* \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] \\
 &+ \sum_{q=1,2,3,4} \beta_2^{1,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 &* \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] \\
 &+ \sum_{q=1,2,3,4} \beta_2^{2,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 &* (ReceivedPayments)_t * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

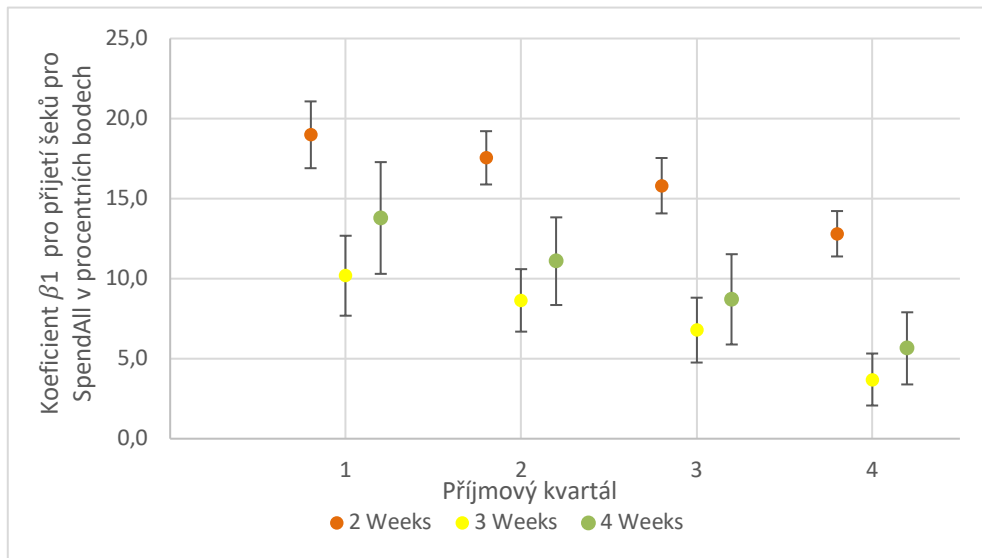
Grafy 14. a 15. ukazují koeficienty pro efekt zaslání šeků (tedy intervence) na *SpendAll*, respektive na *ChangeVsLastWeek* pro jednotlivé příjmové kvartály<sup>31</sup>:

---

<sup>31</sup> Hlavním bodem zájmu je opět regrese pro období trvající čtyři týdny před a po zaslání šeků; regrese pro další časová období provádíme kvůli robustnosti analýzy

Tabulka 188: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu

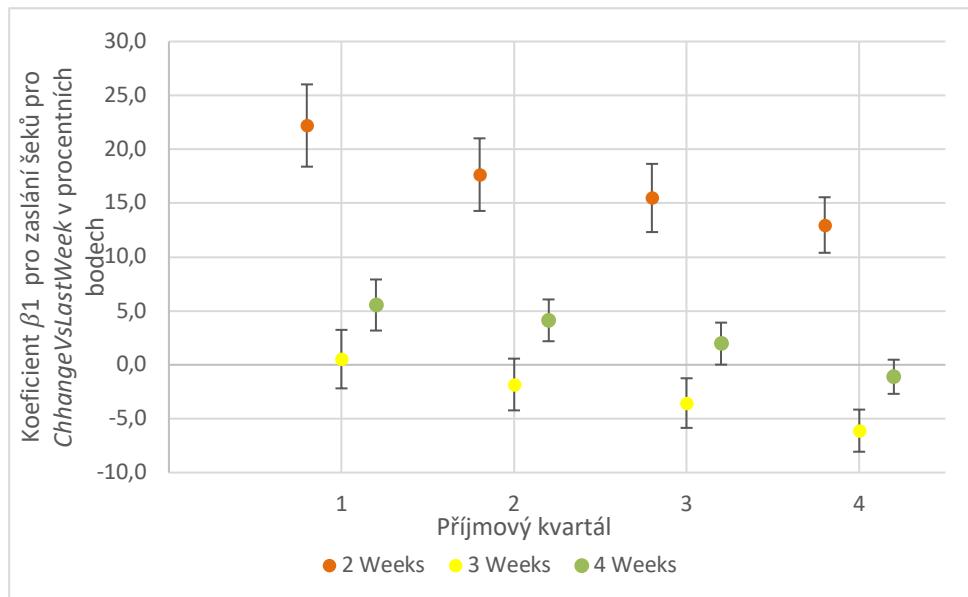
Příjmový kvartál	2Weeks						Příjmový kvartál	3Weeks						Příjmový kvartál	4Weeks					
	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	SpendAll		std.error	statistic	p.value	significance	SpendAll	std.error		statistic	p.value	significance			
1	(Intercept)	71,647	1,649	43,460	0,000	***	(Intercept)	74,783	1,118	66,919	0,000	***	(Intercept)	66,550	0,900	73,966	0,000	***		
	$\beta_1$	13,788	1,781	7,743	0,000	***	$\beta_1$	10,181	1,274	7,990	0,000	***	$\beta_1$	18,984	1,065	17,833	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-1,727	1,043	-1,657	0,098	.	$\beta_2^1$	0,625	0,517	1,208	0,227		$\beta_2^1$	-4,315	0,329	-13,134	0,000	***		
	$\beta_2^2$	3,342	1,166	2,867	0,004	**	$\beta_2^2$	1,696	0,612	2,771	0,006	**	$\beta_2^2$	6,066	0,402	15,075	0,000	***		
2	(Intercept)	70,832	1,293	54,771	0,000	***	(Intercept)	73,086	0,874	83,668	0,000	***	(Intercept)	64,580	0,718	89,963	0,000	***		
	$\beta_1$	11,089	1,397	7,938	0,000	***	$\beta_1$	8,640	0,996	8,675	0,000	***	$\beta_1$	17,546	0,849	20,657	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-1,177	0,818	-1,439	0,150		$\beta_2^1$	0,514	0,404	1,271	0,204		$\beta_2^1$	-4,590	0,262	-17,510	0,000	***		
	$\beta_2^2$	3,474	0,914	3,799	0,000	***	$\beta_2^2$	2,077	0,478	4,341	0,000	***	$\beta_2^2$	6,780	0,321	21,119	0,000	***		
3	(Intercept)	69,326	1,332	52,034	0,000	***	(Intercept)	71,306	0,906	78,669	0,000	***	(Intercept)	62,784	0,747	84,102	0,000	***		
	$\beta_1$	8,705	1,439	6,049	0,000	***	$\beta_1$	6,783	1,033	6,563	0,000	***	$\beta_1$	15,804	0,883	17,892	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-0,814	0,843	-0,966	0,334		$\beta_2^1$	0,671	0,420	1,599	0,110		$\beta_2^1$	-4,442	0,273	-16,297	0,000	***		
	$\beta_2^2$	3,535	0,942	3,752	0,000	***	$\beta_2^2$	1,963	0,496	3,954	0,000	***	$\beta_2^2$	6,577	0,334	19,701	0,000	***		
4	(Intercept)	67,441	1,064	63,362	0,000	***	(Intercept)	69,442	0,727	95,551	0,000	***	(Intercept)	61,037	0,611	99,817	0,000	***		
	$\beta_1$	5,643	1,150	4,909	0,000	***	$\beta_1$	3,697	0,829	4,462	0,000	***	$\beta_1$	12,803	0,724	17,695	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-0,740	0,673	-1,100	0,272		$\beta_2^1$	0,761	0,336	2,261	0,024	*	$\beta_2^1$	-4,282	0,223	-19,180	0,000	***		
	$\beta_2^2$	4,356	0,753	5,787	0,000	***	$\beta_2^2$	2,772	0,398	6,963	0,000	***	$\beta_2^2$	7,115	0,273	26,016	0,000	***		



Obr. 14: Koeficienty  $\beta_1$  pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu

Tabulka 19: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *ChangeVsLastWeekSpend* pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu

Příjmový kvartál	2Weeks						Příjmový kvartál	3Weeks						Příjmový kvartál	4Weeks					
	ChangeVsLast Week	std.error	statistic	p.value	significance	ChangeVsLast Week		std.error	statistic	p.value	significance	ChangeVsLast Week	std.error		statistic	p.value	significance			
1	(Intercept)	-7,794	1,803	-4,322	0,000	***	(Intercept)	12,152	1,215	10,004	0,000	***	(Intercept)	6,562	1,022	6,421	0,000	***		
	$\beta_1$	22,205	1,948	11,400	0,000	***	$\beta_1$	0,529	1,385	0,382	0,703		$\beta_1$	5,549	1,209	4,589	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-6,552	1,141	-5,745	0,000	***	$\beta_2^1$	8,408	0,562	14,952	0,000	***	$\beta_2^1$	5,053	0,373	13,541	0,000	***		
	$\beta_2^2$	0,310	1,275	0,243	0,808		$\beta_2^2$	-12,055	0,665	-18,119	0,000	***	$\beta_2^2$	-8,131	0,457	-17,790	0,000	***		
2	(Intercept)	-5,471	1,591	-3,439	0,001	***	(Intercept)	12,980	1,075	12,080	0,000	***	(Intercept)	6,595	0,836	7,885	0,000	***		
	$\beta_1$	17,648	1,718	10,270	0,000	***	$\beta_1$	-1,827	1,225	-1,491	0,136		$\beta_1$	4,128	0,990	4,171	0,000	***		
	$\beta_2^1$	-4,802	1,006	-4,773	0,000	***	$\beta_2^1$	9,036	0,497	18,166	0,000	***	$\beta_2^1$	5,205	0,305	17,042	0,000	***		
	$\beta_2^2$	0,235	1,125	0,209	0,835		$\beta_2^2$	-12,066	0,589	-20,502	0,000	***	$\beta_2^2$	-7,804	0,374	-20,865	0,000	***		
3	(Intercept)	-5,365	1,494	-3,590	0,000	***	(Intercept)	13,367	1,030	12,979	0,000	***	(Intercept)	7,485	0,840	8,907	0,000	***		
	$\beta_1$	15,483	1,614	9,592	0,000	***	$\beta_1$	-3,550	1,174	-3,023	0,003	**	$\beta_1$	1,966	0,994	1,977	0,048	*		
	$\beta_2^1$	-4,799	0,945	-5,078	0,000	***	$\beta_2^1$	9,250	0,477	19,401	0,000	***	$\beta_2^1$	5,720	0,307	18,642	0,000	***		
	$\beta_2^2$	1,835	1,057	1,736	0,083	.	$\beta_2^2$	-11,762	0,564	-20,852	0,000	***	$\beta_2^2$	-7,867	0,376	-20,933	0,000	***		
4	(Intercept)	-5,711	1,218	-4,689	0,000	***	(Intercept)	13,393	0,875	15,302	0,000	***	(Intercept)	8,956	0,683	13,112	0,000	***		
	$\beta_1$	12,972	1,316	9,861	0,000	***	$\beta_1$	-6,111	0,998	-6,124	0,000	***	$\beta_1$	-1,111	0,808	-1,374	0,169			
	$\beta_2^1$	-4,930	0,770	-6,401	0,000	***	$\beta_2^1$	9,397	0,405	23,194	0,000	***	$\beta_2^1$	6,735	0,249	27,005	0,000	***		
	$\beta_2^2$	4,024	0,861	4,672	0,000	***	$\beta_2^2$	-10,334	0,479	-21,557	0,000	***	$\beta_2^2$	-8,235	0,305	-26,960	0,000	***		



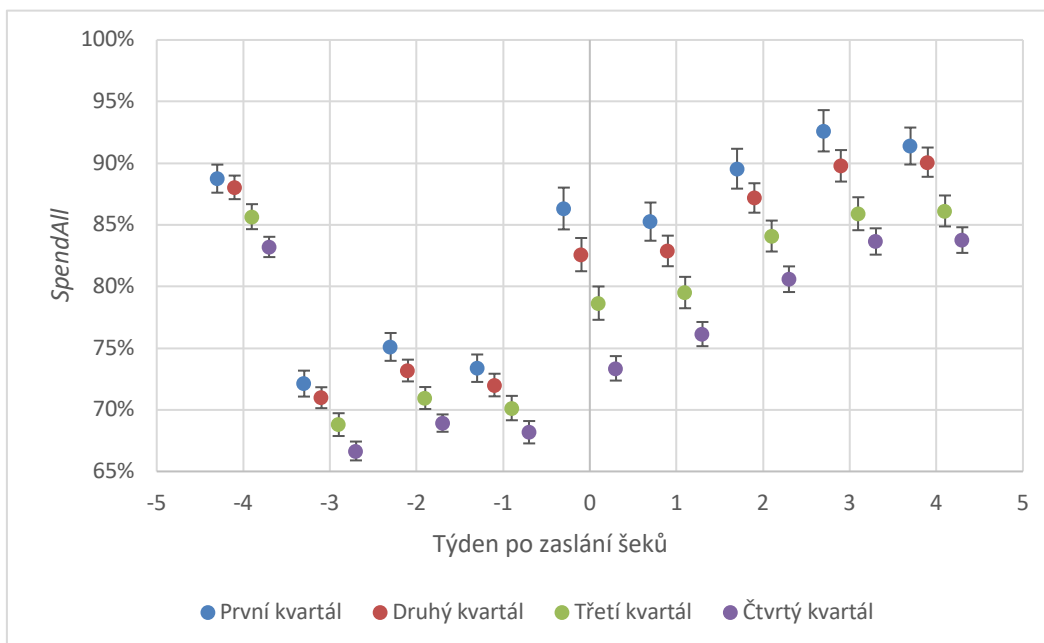
Obr. 15: Koefficienty  $\beta_1$  pro zaslání šeků pro *ChangeVsLastWeekSpend* pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu

Výsledky ukazují, že zaslání šeků mělo největší dopad na výdaje v okresech z nejchudšího kvartálu. Na výdaje bohatších okresů již mělo zaslání šeků relativně menší, avšak stále podstatný, efekt.

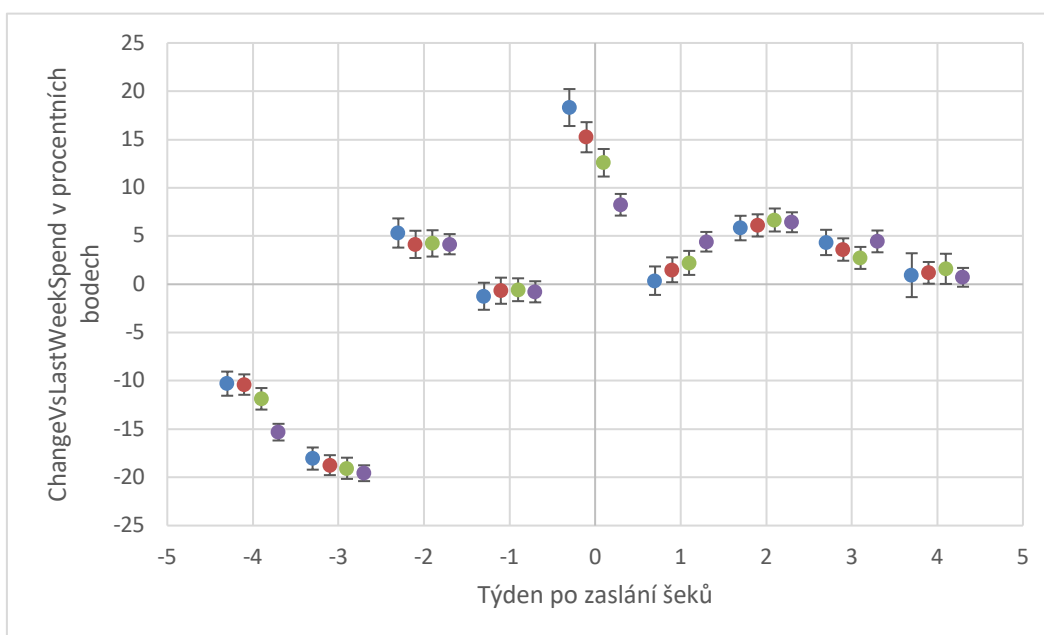
Kauzální efekt stimulačních šeků je těžké přesně kvantifikovat, jelikož výsledky se liší na základě délky zkoumaného období. Dle výsledků se však kauzální efekt pro první příjmový kvartál pohyboval kolem 15-ti procentních bodů, pro druhý kvartál pak kolem 13-ti, pro třetí kvartál činil asi 10 procentních bodů a pro čtvrtý pouze kolem 7,5 procentních bodů. Výsledky se shodují se zjištěními Chetty *et al.*<sup>32</sup> ii

Šeky rovněž urychlily tempo, se kterým výdaje rostly, ovšem již zdaleka ne tak podstatně jako výši samotných výdajů. Regrese zahrnující sedm týdnů v období zaslání šeků (kterou nazýváme taky 3 Weeks – tři týdny před zasláním, týden zaslání a tři týdny po zaslání) dokonce ukazuje, že kromě prvního příjmového kvartálu se tempo navyšování výdajů snížilo. Snížení tempa růstu je pravděpodobně způsobeno signalizačním efektem šeků, který, jak lze pozorovat na obrázku 17., způsobil, že výdaje přestaly klesat již několik týdnů před zasláním prvních šeků. U prvního příjmového kvartálu by pak signalizační efekt byl relativně vůči efektu obdržení peněz logicky nejslabší, jelikož tato skupina obyvatel byla ve své spotřebě nejvíce omezena rozpočtovými omezeními.

<sup>32</sup> Jejich odhad kauzálního efektu je 26 procentních bodů pro nízko příjmové domácnosti a 9 bodů pro vysoko příjmové domácnosti. Odhad ovšem vychází z denních dat. Nárůst ze dne na den bude pravděpodobně větší než nárůst v týdenním průměru



Obr. 16: Průměrná hodnota *SpendAll* v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu v období zaslání šeků



Obr. 17: Průměrná hodnota *ChangeVsLastWeekSpend* v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu v období zaslání šeků

Efekt šeků byl tedy největší v nízkopříjmových okresech, jelikož spotřeba nízkopříjmových domácností byla do větší míry omezena rozpočtovými omezeními. Hodnota šeků byla také vyšší relativně k jejich příjmům. Mnoho vysoko příjmových domácností navíc šeky vůbec neobdrželo či obdrželo pouze menší částku, jelikož šeky byly odstupňovány dle příjmů domácností.

Zjištění se shodují s našimi očekáváními a s literaturou. Šekům se skutečně podařilo alespoň částečně obnovit spotřebitelskou poptávku. Nejvíce však navýšily poptávku chudších Američanů, což se shoduje se závěry Baker *et al.* (2020)<sup>xxiv</sup> Tato skutečnost může být problematická, jelikož, jak ukazují výsledky kapitoly zabývající se původním propadem, i výše zmíněné závěry Chetty *et al.* (2020), recese byla způsobena především propadem poptávky nejbohatších občanů. Je tedy otázkou, jak efektivní bude plánovaná další vlna stimulových šeků.

#### 5.1.4 Efekt Economic Impact Payments na základě politických preferencí

Pro analýzu na základě politických preferencí využíváme stejnou regresi jako v předchozí sekci, okresy však dělíme na základě toho, který z kandidátů obdržel v daném okrese v prezidentských volbách roku 2016 více hlasů. Regresní diskontinuitu provádíme pouze pro proměnnou *SpendAll*<sup>33</sup>:

$$\begin{aligned}
 SpendAll_{it} = & \sum_{q=1,2} \alpha^q * \mathbf{1}[Winner2016 = q] \\
 & + \sum_{q=1,2} \beta_1^q (StimulusPayments) * (ReceivedPayments)_t \\
 & * \mathbf{1}[Winner2016 = q] \\
 & + \sum_{q=1,2} \beta_2^{1,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t * \mathbf{1}[Winner2016 = q] \\
 & + \sum_{q=1,2} \beta_2^{2,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 & * (ReceivedPayments)_t * \mathbf{1}[Winner2016 = q] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

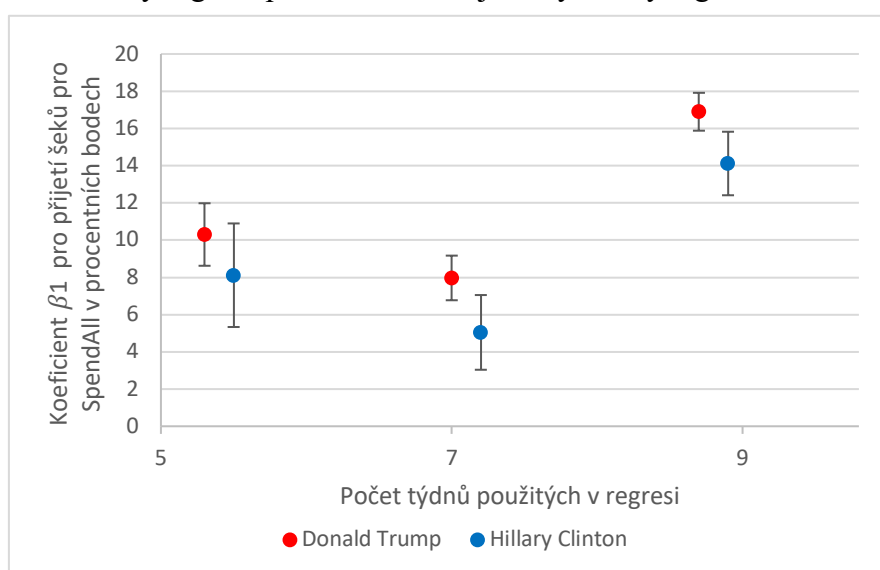
---

<sup>33</sup> Regresní diskontinuitu pro *ChangeVsLastWeekSpend* neukazujeme, jelikož nenabízí žádné nové závěry a pouze ukazuje, že tempo růstu výdajů zrychlilo v čase zaslání šeků více v republikánských okresech a následně více zpomalilo. Pro ilustraci tempa růstu výdajů však přikládáme graf XXX.

Tabulka 19: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle politických preferencí

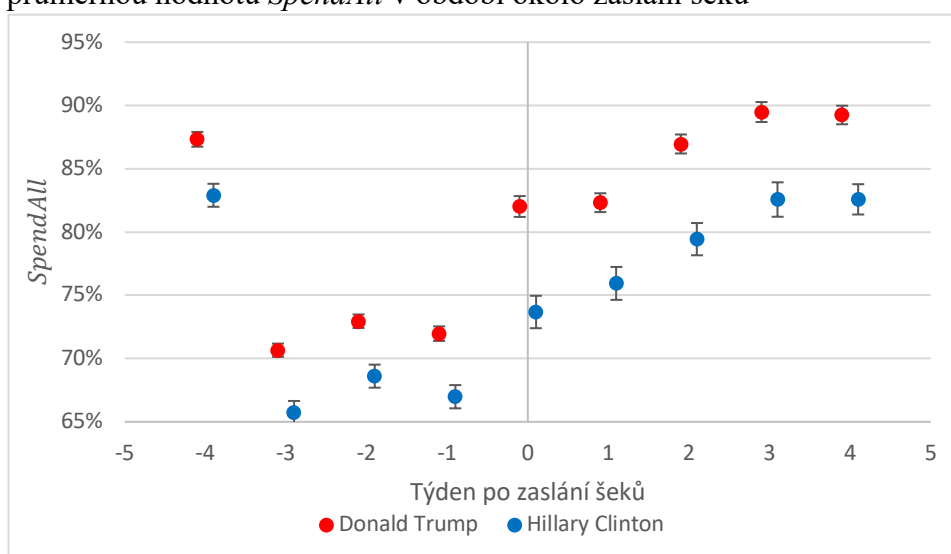
Winner2016	2Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	Winner2016	3Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	Winner2016	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	(Intercept)	70,991	0,793	89,495	0,000	***	Donald Trump	(Intercept)	73,169	0,536	136,411	0,000	***	Donald Trump	(Intercept)	64,781	0,439	147,720	0,000	***
	$\beta_1$	10,302	0,857	12,023	0,000	***		$\beta_1$	7,969	0,612	13,030	0,000	***		$\beta_1$	16,897	0,519	32,563	0,000	***
	$\beta_2^1$	-0,979	0,502	-1,951	0,051	.		$\beta_2^1$	0,655	0,248	2,637	0,008	**		$\beta_2^1$	-4,378	0,160	-27,337	0,000	***
	$\beta_2^2$	3,449	0,561	6,150	0,000	***		$\beta_2^2$	2,049	0,294	6,973	0,000	***		$\beta_2^2$	6,540	0,196	33,347	0,000	***
Hillary Clinton	(Intercept)	65,359	1,314	49,738	0,000	***	Hillary Clinton	(Intercept)	68,338	0,898	76,101	0,000	***	Hillary Clinton	(Intercept)	59,837	0,736	81,317	0,000	***
	$\beta_1$	8,115	1,419	5,717	0,000	***		$\beta_1$	5,043	1,024	4,925	0,000	***		$\beta_1$	14,117	0,871	16,214	0,000	***
	$\beta_2^1$	-1,625	0,831	-1,955	0,051	.		$\beta_2^1$	0,610	0,416	1,467	0,143	.		$\beta_2^1$	-4,491	0,269	-16,714	0,000	***
	$\beta_2^2$	4,502	0,929	4,845	0,000	***		$\beta_2^2$	2,406	0,492	4,891	0,000	***		$\beta_2^2$	6,934	0,329	21,070	0,000	***

Výsledky regresí ukazují, že efekt přijetí šeků, značený koeficientem  $\beta_1$ , byl ve všech časových obdobích přibližně o 2 procentní body větší v okresech, které vyhrál Donald Trump. Koeficienty regrese pro zaslání šeků jsou vyneseny v grafu níže.



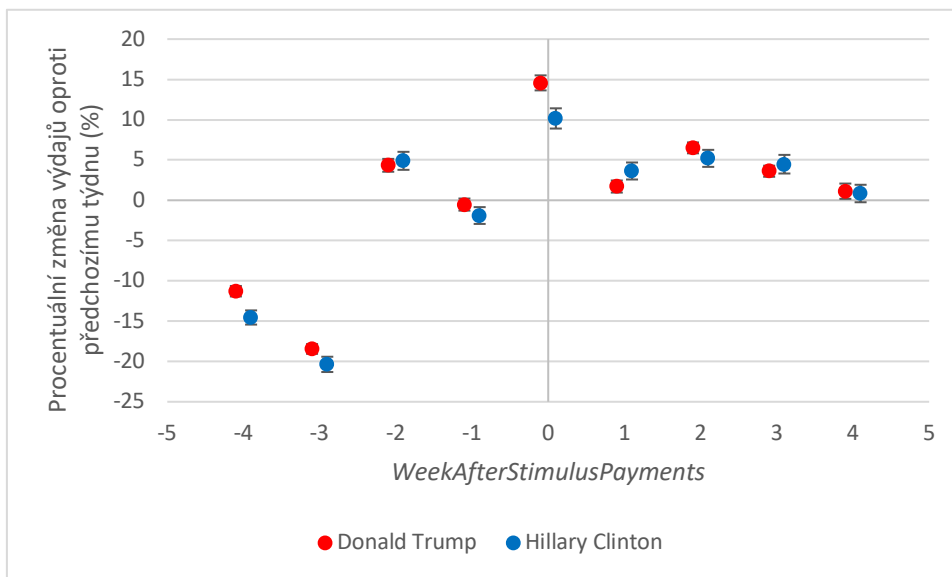
Obr. 18: Koeficient  $\beta_1$  pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle politických preferencí

Pro lepší ilustraci vývoje výdajů v tomto období pak přikládáme obrázek 19., který ukazuje průměrnou hodnotu *SpendAll* v období okolo zaslání šeků



Obr. 19: Průměrná hodnota *SpendAll* v období zaslání šeků v okresech rozdělených dle politických preferencí

Na obrázku 20. pak vynášíme tempo růstu výdajů – tedy *ChangeVsLastWeek*.



Obr. 20: Průměrná hodnota *ChangeVsLastWeekSpend* v období zasílání šeků v okresech rozdělených dle politických preferencí

Lze vidět, že původní propad byl v demokratických okresech mnohem větší. V době zaslání šeků republikánské okresy své výdaje navýšili více, což rozdíl ještě zvětšilo. Zhruba měsíc po zaslání šeků však růst výdajů v republikánských okresech i demokratických zpomalil a mezi třetím a čtvrtým týdnem po obdržení šeků již pozorujeme pouze velmi malý nárůst.

Navzdory našim očekáváním tak nebyl efekt mezi okresy stejný. Dokonce bychom nárůst očekávali v demokratických okresech větší, jelikož i původní propad v nich byl větší. Vysvětlení opět nacházíme v jejich větší obavě z dopadů pandemie, a tedy i větší nejistotě.<sup>xxv</sup>  
<sup>xxvi</sup> Kvůli větší nejistotě pak demokraté uspořili větší část svých šeků než republikáni, což by vysvětlovalo, proč byl v demokratických okresech nárůst výdajů po zaslání šeků nižší, i přesto, že v nich byl původní propad větší.

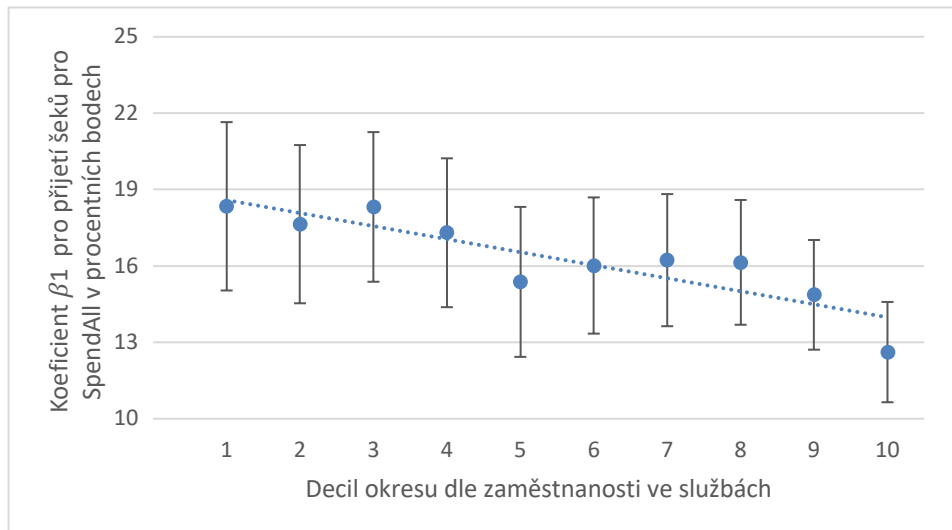
### 5.1.5 Efekt stimulačních šeků na základě zaměstnanosti ve službách

Dalším faktorem, kterým se v analýze efektu stimulačních šeků zabýváme, je ekonomická struktura okresu. Okresy dělíme na decily na základě procenta obyvatel zaměstnaných ve službách.

Efekt zaměstnanosti ve službách zkoumáme velmi podobným způsobem jako ostatní faktory použitím regresní diskontinuity, ovšem pouze pro proměnnou *SpendAll* a pouze pro časové období  $-4 \leq \textit{WeekAfterStimulusPayments} \leq 4$ :

$$\begin{aligned}
SpendAll_{it} = & \sum_{q=1-10} \alpha^q * \mathbf{1}[ServiceDecile = q] \\
& + \sum_{q=1-10} \beta_1^q (StimulusPayments) * (ReceivedPayments)_t \\
& * \mathbf{1}[ServiceDecile = q] \\
& + \sum_{q=1-10} \beta_2^{1,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
& * \mathbf{1}[ServiceDecile = q] \\
& + \sum_{q=1-10} \beta_2^{2,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
& * (ReceivedPayments)_t * \mathbf{1}[ServiceDecile = q] + \varepsilon
\end{aligned}$$

18



Obr. 21: Koefficienty  $\beta_1$  pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle zaměstnanosti ve službách

Je patrné, že největší efekt mělo zaslání šeků v okresech s menším procentem obyvatel zaměstnaných ve službách. Rozdíl byl velký. Pro první decil, což jsou okresy, ve kterých se procento obyvatel pracujících ve službách pohybovalo mezi 47 a 63 procenty, je koeficient  $\beta_1$  pro zaslání šeků téměř 19 procentních bodů. Pro okresy, ve kterých bylo ve službách zaměstnáno více než 94 %, pak byl koeficient necelých 13 procentních bodů.

Nižší nárůst v okresech s větší závislostí na sektoru služeb je poměrně překvapivý, jelikož v těchto okresech byl propad výdajů podstatnější. Očekávali bychom tak, že stimulační šeky v nich nabídka navýší podstatněji.

Možným vysvětlením může být nízká ochota spotřebitelů navýšit své útraty za služby. V kapitole zabývající se znovuotevřením podniků zjišťujeme, že výdaje v okresech s vysokou



zaměstnaností ve službách rostly rychleji, pokud v nich již byla uvolněna karanténní opatření. Díky signalizačnímu efektu uvolnění opatření se spotřebitelé již tolik neobávali přenosu nákazy. Byli pak více ochotni navýšit své výdaje za služby. Tyto výdaje během prvotní vlny koronaviru omezily, jelikož služby vnímaly jako rizikové.

V době zaslání šeků však v drtivé většině okresů z našeho datového souboru panovala karanténní opatření.<sup>34</sup> Služební odvětví jako zábavní průmysl, či restaurační služby tak v té době byly ve většině okresech uzavřena, což by pouze umocnilo efekt strachu z přenosu z nákazy. Spotřebitelé tedy v době zaslání šeků nemohli a ani nebyli ochotni navýšit své výdaje za služby. Jelikož v okresech, ve kterých pracovalo větší procento lidí v sektoru služeb, očekáváme, že propad výdajů byl z větší části způsoben právě snížením útrat za služby, nebylo v nich z těchto důvodů navýšení výdajů po přijetí šeků tak významné. Tuto domněnku podporují zjištění Baker *et al.* (2020), kteří ukazují, že největší část šeků byla utracena za jídlo, nájem a účty. Poměrně malá část navýšených výdajů pak dle nich putovala restauracím a dalším službám, jelikož ty byly v době zaslání šeků uzavřeny.<sup>xxvii</sup> Podstatnou část rozdílu mezi jednotlivými decily lze navíc vysvětlit tím, že velké množství okresů patřících do 9. a 10. decilu rovněž patří mezi ty nejbohatší okresy, které své výdaje navýšily nejméně.

---

<sup>34</sup> Karanténní opatření panovala ve 1495 okresech ze 1776. Právě to, že ve většině okresů panovala stejná míra opatření nás vede k tomu, že tento faktor nezahmujeme do analýzy dopadu stimulačních šeků.

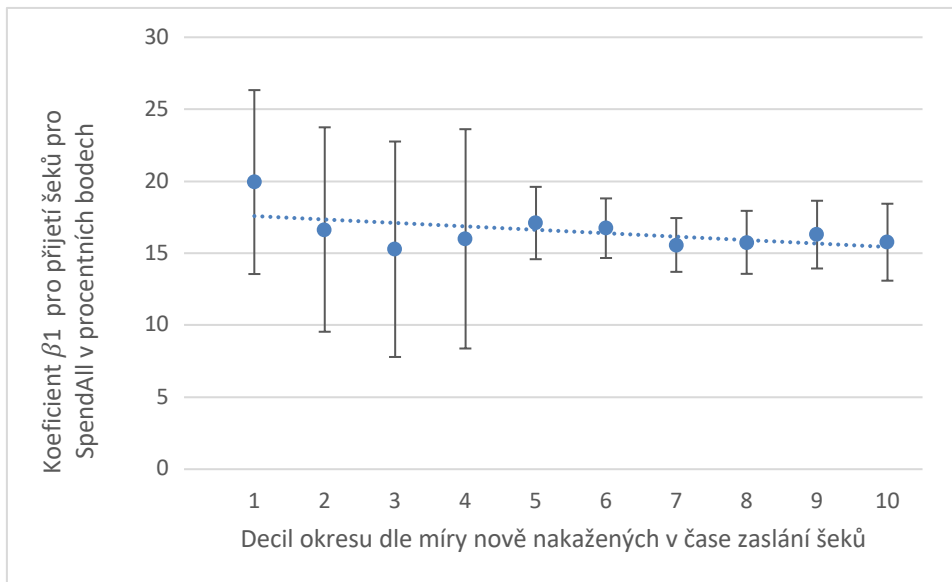
### 5.1.6 Efekt stimulačních šeků dle epidemiologické situace

K analýze opět využíváme regresní diskontinuitu, kdy dělíme okresy na základě decilu míry nově nakažených v týdnu, kdy došlo k zaslání šeků:<sup>35</sup>

$$\begin{aligned}
 SpendAll_{it} = & \sum_{q=1-10} \alpha^q * \mathbf{1}[NewCaseRateDecile = q] \\
 & + \sum_{q=1-10} \beta_1^q (StimulusPayments) * (ReceivedPayments)_t \\
 & * \mathbf{1}[NewCaseRateDecile = q] \\
 & + \sum_{q=1-10} \beta_2^{1,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 & * \mathbf{1}[NewCaseRateDecile = q] \\
 & + \sum_{q=1-10} \beta_2^{2,q} (WeekAfterStimulusPayments)_t \\
 & * (ReceivedPayments)_t * \mathbf{1}[NewCaseRateDecile = q] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

19

Koeficienty pro zaslání šeků jsou vyneseny v grafu níže.



Obr. 22: Koeficienty  $\beta_1$  pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle *NewCaseRateDecile* v čase zaslání šeků

<sup>35</sup> Okresy již nedělíme dále (nevytváříme například skupiny dle příjmu či politických preferencí), jelikož se výsledky regrese nijak podstatně nelišily. Při jakémkoliv dalším dělení jsme pozorovali mírně nižší koeficient pro okresy, ve kterých byla relativní epidemiologická situace horší.

Tabulka 20: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro *SpendAll* pro 9-ti týdenní časové období v okresech rozdělených dle *NewCaseRateDecile* v čase zaslání šeků

<i>NewCaseRateDecile</i>	<i>SpendAll</i>	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
1	(Intercept)	66,487	2,754	24,139	0,000	***
	$\beta_1$	19,943	3,259	6,120	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,716	1,006	-4,689	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,230	1,232	5,058	0,000	***
2	(Intercept)	62,713	3,061	20,486	0,000	***
	$\beta_1$	16,646	3,622	4,596	0,000	***
	$\beta_2^1$	-5,051	1,118	-4,519	0,000	***
	$\beta_2^2$	7,679	1,369	5,609	0,000	***
3	(Intercept)	71,905	3,226	22,286	0,000	***
	$\beta_1$	15,278	3,818	4,002	0,000	***
	$\beta_2^1$	-2,725	1,178	-2,313	0,021	*
	$\beta_2^2$	3,901	1,443	2,703	0,007	**
4	(Intercept)	63,334	3,284	19,285	0,000	***
	$\beta_1$	16,000	3,886	4,118	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,881	1,199	-4,070	0,000	***
	$\beta_2^2$	7,423	1,469	5,054	0,000	***
5	(Intercept)	64,125	1,083	59,202	0,000	***
	$\beta_1$	17,098	1,282	13,341	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,627	0,396	-11,698	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,286	0,484	12,977	0,000	***
6	(Intercept)	65,484	0,892	73,377	0,000	***
	$\beta_1$	16,739	1,056	15,852	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,319	0,326	-13,255	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,402	0,399	16,041	0,000	***
7	(Intercept)	63,332	0,806	78,607	0,000	***
	$\beta_1$	15,575	0,953	16,338	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,359	0,294	-14,816	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,856	0,360	19,029	0,000	***
8	(Intercept)	63,958	0,943	67,794	0,000	***
	$\beta_1$	15,757	1,116	14,115	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,246	0,344	-12,325	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,475	0,422	15,348	0,000	***
9	(Intercept)	62,570	1,014	61,684	0,000	***
	$\beta_1$	16,294	1,200	13,575	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,527	0,370	-12,221	0,000	***
	$\beta_2^2$	6,928	0,454	15,272	0,000	***
10	(Intercept)	60,266	1,152	52,295	0,000	***
	$\beta_1$	15,766	1,364	11,563	0,000	***
	$\beta_2^1$	-4,443	0,421	-10,558	0,000	***
	$\beta_2^2$	7,111	0,515	13,797	0,000	***

Mezi okresy pozorujeme menší rozdíl, než jsme očekávali. Kromě prvního decilu byl efekt stimulových šeků téměř stejný napříč okresy a pohyboval se kolem 16 až 17 procentními body. Co je na výsledcích zajímavé jsou poměrně velké konfidenční intervaly pro první až čtvrtý decil. V těchto okresech se tedy změna ve výdajích mezi okresy značně lišila. Zatímco některé své výdaje navyšovaly velmi podstatně, některé téměř vůbec.

Celkově však výsledky napovídají tomu, že panující zdravotnická situace měla na efekt šeků pouze velmi malý dopad, jelikož koeficienty pro zvýšení výdajů se mezi okresy rozdělenými na základě míry nově nakažených liší pouze nepatrně.

V citelněji zasažených okresech bychom kvůli strachu z nákazy očekávali nárůst výdajů menší. Vliv strachu, a tedy nižší spotřebitelské důvěry, však může být omezen tím, že by v hůře zasažených okresech došlo kvůli uzavření většího počtu podniků k propuštění více zaměstnanců, a tedy k citelnějšímu propadu příjmů. To by mezní sklon ke spotřebě naopak zvyšovalo. Tyto dva efekty –nižší spotřebitelská důvěra a větší výpadek příjmů– by na mezní sklon ke spotřebě působili opačně a vzájemně by se tak vynulovaly. Tuto domněnku však nemáme podpořenou daty.

### **5.1.7 Shrnutí analýzy Economic Impact Payments**

Zjišťujeme, že politika stimulových šeků splnila svůj účel navýšení výdajů. Výsledky našich regresí ukazují, že po zaslání stimulových šeků došlo k podstatnému nárůstu spotřebitelských výdajů napříč okresy. Stimulové šeky rovněž měly silný signalizační efekt. Propad spotřebitelských výdajů se totiž zastavil před zasláním šeků v týdnu, kdy došlo ke schválení tzv. „CARES Act“, jehož součástí byly právě i stimulové šeky.

Efekt šeků se nejvýznamněji lišil na základě příjmu domácností. Nejvíce se spotřeba navýšila v nejhudších okresech. To je pochopitelné, jelikož šeky chudým domácnostem byly větší jak relativně k jejich příjmům, tak v absolutních číslech. Dalším důvodem je, že spotřeba bohatších domácností byla ve větší míře omezena dobrovolně, především kvůli strachu z nákazy, nikoliv rozpočtovými omezeními. Disponovaly tak větší likviditou a jejich mezní sklon ke spotřebě byl nižší. Pokud tedy šeky obdržely, neměly na jejich spotřebu citelný dopad. K podobným závěrům dochází i Baker *et al.*, kteří píší, že „Domácnosti s nižšími příjmy, větším propadem příjmů a nižší likviditou reagovaly na šeky patrněji.“<sup>xxviii</sup>

Ostatní faktory jako politické preference, zaměstnanost okresu ve službách či míra nově nakažených měly na dopad stimulových šeků již menší vliv. Stále ovšem pozorujeme rozdíly

mezi demokratickými a republikánskými okresy. Hlavním důvodem je pravděpodobně nižší spotřebitelská důvěra v demokratických a hůře zasažených okresech způsobena větší nejistotou ohledně budoucího vývoje. Kvůli nižší důvěře obyvatelé těchto okresů svou spotřebu tolik nenavýšili, i přestože se potkali s mírně větším propadem příjmů a šeky ve větší míře uspořili.

Přestože stimulové šeky splnily svůj cíl – zastavení propadu spotřebitelských výdajů – byly by pravděpodobně efektivnější, pokud by byly lépe cíleny, a ještě větší část podpory by šla nízkopříjmovým domácnostem. Dle Coibion, Gorodnichenko a Weber (2020) totiž spotřebitelé uspořili až 27 % svých šeků a dalších 31 % použili na splacení svých dluhů.<sup>xxix</sup> Je pravděpodobné, že větší část šeků uspořili právě bohatší domácnosti.

I z tohoto důvodu není jasné, jak úspěšné budou další vlny šeků, které americký kongres schválil na počátku prosince, respektive v půlce března. Dle údajů „Real Time Economic Trackeru“ iniciativy Opportunity Insights totiž na počátku prosince již spotřebitelské výdaje nejchudších domácností mírně překonaly svou lednovou úroveň. Výdaje obyvatel těch nejbohatších okresů však byly stále o 5 % nižší než v lednu. Jelikož stimulové šeky měly na výdaje vysoko příjmových domácností mnohem menší efekt, je otázkou, zda jejich druhá a třetí vlna docílí kýženého cíle navrácení americké ekonomiky do předkrizového stavu.

Nižší výdaje bohatých spotřebitelů navíc nejsou způsobeny nedostatkem příjmů, což dokazuje to, že míra jejich zaměstnanosti se již navrátila na lednovou úroveň. Naopak zaměstnanost obyvatel vydělávajících pod 27 000 dolarů byla na konci listopadu stále o 20 % nižší než v lednu, což se jeví jako citelnější problém než nedostatečná spotřebitelská poptávka.<sup>ii</sup> K navýšení počtu pracovních míst však bude pravděpodobně zapotřebí jiných politik než jednorázových šeků.

## **5.2 Uvolnění opatření týkajících se volného pohybu**

### **5.2.1 Úvod k uvolnění opatření**

Po začátku šíření COVID-19 začaly americké státy zavádět opatření, která měla šíření nemoci zpomalit. Opatření měla podobu uzavírání škol a pracovišť, omezení volného pohybu či zákazu hromadného shromažďování. Tato opatření byla většinou zaváděna na úrovni jednotlivých států, nikoliv na federální či okresní úrovni a jejich datum je tak stejné pro všechny okresy v daném státě. Proces uvolňování těchto opatření ve většině států započal v dubnu. Konkrétní datum se však lišilo stát od státu.

Uvolnění opatření mělo dvojí efekt: jednak samozřejmě uvolnilo omezení, která byla dříve nastolena a zadruhé naznačilo občanům, že se epidemiologická situace zlepšila. Druhý efekt v práci označujeme jako signalizační. Bohužel však nejsme schopni jednotlivé efekty odlišit. Navíc se domníváme, že signalizační efekt na výdaje působil nejsilněji v době ohlášení změny opatření, a tedy předtím, než k samotné změně došlo. Je tedy možné, že se kvůli němu bude změna po uvolnění jevit menší, než skutečně byla, jelikož by míra výdajů byla díky signalizačnímu efektu vyšší již v týdnu uvolnění. Bohužel nedisponujeme daty ohledně času, kdy bylo uvolnění v jednotlivých státech oznámeno, pouze tím, kdy vešlo uvolnění v účinnost, a nejsme tak schopni signalizační efekt studovat blíže.

Rozlišujeme dva stupně přísnosti omezení volného pohybu osob: tzv. shelter-in-place a stay-at-home (shelter-in-place dále nazýváme také jako karanténní opatření a stay-at-home jako doporučení nevycházet). Dle shelter-in-place mohli občané opouštět svůj domov pouze kvůli těch nejnutnějších potřeb, kdežto při stay-at-home nařízeních bylo občanům pouze doporučeno zůstat doma.

V naší práci se zabýváme změnou státní politiky z karanténních opatření na pouhé doporučení nevycházet z domu. K takovému rozvolnění došlo celkem v 35 státech. Disponujeme tak s daty pro 1315 okresů. Ke zkoumání zavádíme proměnnou *ChangeAfterReopening*, která označuje procentní změnu mezi průměrnou hodnotou výdajů měsíc po uvolnění opatření oproti týdnu uvolnění.<sup>36</sup> K odhadnutí kauzálního efektu znovuotevření dále využíváme kvaziexperimentální metody rozdílů v rozdílech a regresní diskontinuitu.

### 5.2.2 Analýza uvolnění opatření na základě faktorů

Prvně zjišťujeme, že průměrné výdaje v měsíci po uvolnění opatření byly o 4,5 % vyšší než v týdnu uvolnění.

Podobně jako v analýze původního propadu se snažíme zjistit, jakou roli hrály ve změně útrat demografické charakteristiky okresu. Používáme vícenásobnou OLS regresi s proměnnou *ChangeAfterReopening*<sup>37</sup> :

---

<sup>36</sup> Průměr výdajů měsíc po uvolnění vypočítáváme jako průměr výdajů ve čtyřech týdnech po uvolnění opatření.

<sup>37</sup> Jelikož se hodnoty *ChangeAfterReopening* podstatně lišily na základě stavu opatření týkající uzavření podniků provádíme regresi pro tyto dvě skupiny okresů samostatně. To nám umožňuje zjistit, jak se dopad uvolnění lišil na základě stavu opatření týkajících se podniků. Proměnná  $q$  nabývá hodnoty 1, pokud jsou v okrese v čase uvolnění uzavřena pouze určitá odvětví a hodnoty 2, jsou-li v okrese otevřeny pouze nezbytné podniky.

$$\begin{aligned}
\text{ChangeAfterReopening}_i &= \\
&= \sum_{q=1,2} \alpha^q * \mathbf{1}[\text{BusinessReopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_1^q (\text{MedianHouseholdIncome})_i * \mathbf{1}[\text{BusinessReopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_2^q (\text{TotalService})_i * \mathbf{1}[\text{BusinessReopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_3^q (\text{Republicans2016})_i * \mathbf{1}[\text{BusinessReopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_4^q (\text{NewCaseRate07DA})_i * \mathbf{1}[\text{BusinessReopening} = q] + \varepsilon
\end{aligned}$$

Tabulka 21: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost ChangeAfterReopening na jednotlivých faktorech v okresech rozdělených dle opatření týkajících se uzavření podniků

Uzavřena určitá odvětví	ChangeAfterReopening	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	-22,787	19,085	-1,194	0,236	
MedianHouseholdIncome (1000)	-0,023	0,102	-0,229	0,819	
TotalService	0,344	0,228	1,506	0,135	
Republicans2016	0,083	0,105	0,792	0,431	
NewCaseRate07DA	-0,064	0,194	-0,329	0,743	

Otevřeny pouze nezbytné podniky	ChangeAfterReopening	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	-3,751	4,522	-0,829	0,407	
MedianHouseholdIncome (1000)	-0,015	0,023	-0,637	0,524	
TotalService	0,138	0,055	2,500	0,013	*
Republicans2016	-0,027	0,023	-1,172	0,242	
NewCaseRate07DA	-0,003	0,035	-0,099	0,921	

Ani jeden z koeficientů pro okresy s větším počtem otevřených podniků není statisticky signifikantní. To však může být způsobeno malým počtem pozorování. Jediným statisticky signifikantním koeficientem pro okresy, ve kterých byly otevřeny pouze nezbytné podniky, je zaměstnanost obyvatel ve službách. Podobně jako v kapitole o původním propadu relativní důležitost faktorů určíme za pomoci porovnání odhadované hodnoty dvou okresech lišící se pouze v hodnotě určitého faktoru:

$$\Delta \text{ChangeAfterReopening} = \beta(\text{Factor})_{75} - \beta(\text{Factor})_{25}$$

V obou stavech otevření podniků byla tím zdaleka nejvýraznějším faktorem zaměstnanost obyvatel okresu ve službách. Výsledky regrese nám umožňují zjistit o kolik procent by se lišila

odhadovaná hodnota *ChangeAfterReopening* ve dvou okresech lišících se pouze zaměstnaností obyvatel ve službách.<sup>38</sup>

Dle výsledků regrese bychom ve dvou okresech s laxnějšími opatřeními týkající se uzavření obchodů a lišících se pouze zaměstnaností obyvatel ve službách, kdy by se jeden z nich nacházel v 75. a druhý ve 25. percentilu, očekávali, že by změna výdajů byla v tom s větší zaměstnaností ve službách byla 7,7 procentních bodů, kdežto v tom s menší zaměstnaností pouze 4,1 procentních bodů. Změna by tak byla o 86 % větší v okrese s větší zaměstnaností ve službách. Obdobným postupem pro okresy s uzavřenými podniky zjišťujeme změnu ve výdajích v hodnotě 4,5, respektive 3,0 procentních bodů. Rozdíl je v tomto případě 47 %.<sup>39</sup>

Faktor zaměstnanosti ve službách dle nás byl tím nejpodstatnějším kvůli signalizačnímu efektu uvolnění opatření. Rozvolnění opatření spotřebitelům naznačilo zlepšení zdravotnické situace. Jelikož kvůli obavám z nákazy a uzavření služebních podniků spotřebitelé při původním propadu nejvíce omezili své útraty za služby, je pravděpodobné, že by při následném uvolnění opatření své výdaje navýšili nejvíce opět za služby. Tento efekt by měl největší dopad v okresech, ve kterých v sektoru služeb pracovalo podstatné množství obyvatel.

Takový závěr podporují údaje amerického Úřadu pro ekonomickou analýzu. Data ukazují, že výdaje na služby se v prvním čtvrtletí oproti čtvrtému čtvrtletí 2019 snížily o 9,8 % a ve druhém čtvrtletí o dalších 41,8 % oproti prvnímu čtvrtletí. Výdaje za zboží se naopak v prvním čtvrtletí dokonce zvýšily o nepatrných 0,1 % a v druhém čtvrtletí se mezi kvartálně snížily o pouhých 10,8 % (všechny změny jsou počítány na roční bázi).<sup>xxx</sup>

Dále vidíme, že průměrně došlo k většímu zvýšení výdajů v chudších okresech, ovšem vliv příjmu nebyl statisticky signifikantní. Větší nárůst v chudších okresech nejsme schopni nijak vysvětlit. Je zvláštní i kvůli tomu, že v kapitole zabývající se obnovou výdajů zjišťujeme, že v bohatších okresech se výdaje po původním propadu navyšovaly rychleji.

Pro politické preference pak zjišťujeme, že v případě laxnějších opatření týkajících se obchodů byla změna větší v republikánských okresech, v opačném případě v demokratických okresech.

---

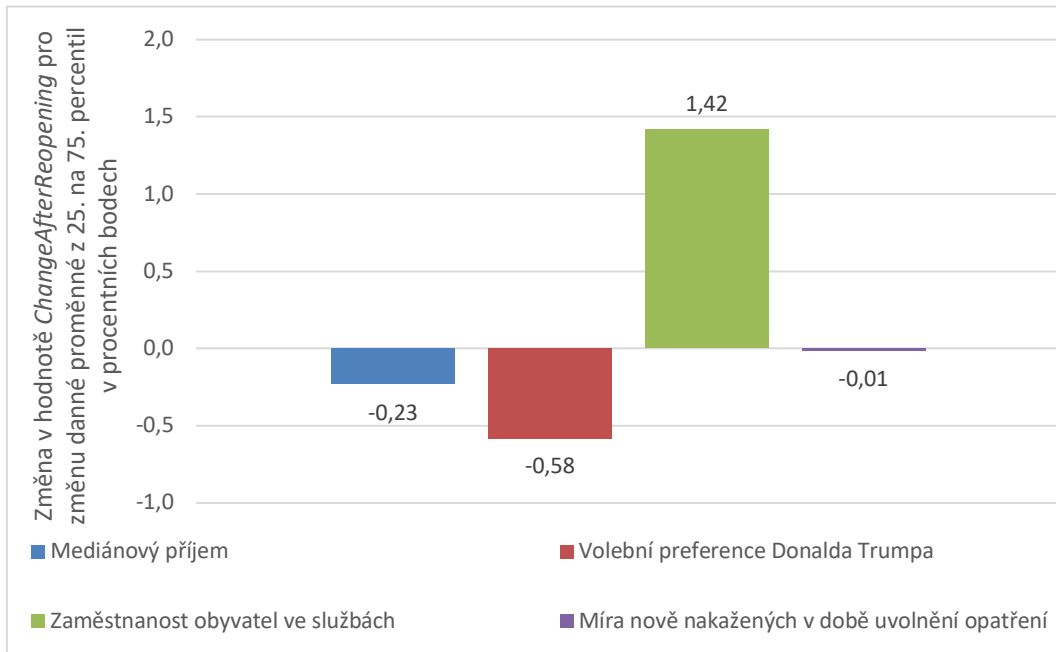
<sup>38</sup> Odhad provádíme tak, že do regrese dosazujeme pro všechny proměnné hodnoty pro okres z 50. percentilu, až na námi zkoumanou proměnnou. Pro tu dosazujeme hodnotu pro okresy z 25. a 75. percentilu. Následně zjišťujeme procentní rozdíl mezi těmito dvěma odhadovanými hodnotami

<sup>39</sup> Této analýze pro ostatní faktory z důvodu jejich vysoké p-hodnoty nepřisuzujeme velkou důležitost. Pro úplnost však uvádíme rozdíl zde: pro příjem domácností by změna byla o 6,6 %, respektive o 6,4 % větší v chudším okrese, pro volební preference Donalda Trumpa by změna byla v případě uzavření pouze některých odvětví o 38 % větší v okrese, ve kterém Trump obdržel více hlasů, a o 14,4 % menší v okresech, ve kterých byly otevřeny pouze nezbytné obchody a pro míru nově nakažených by byla změna o 4,6, respektive o 0,3 % menší.

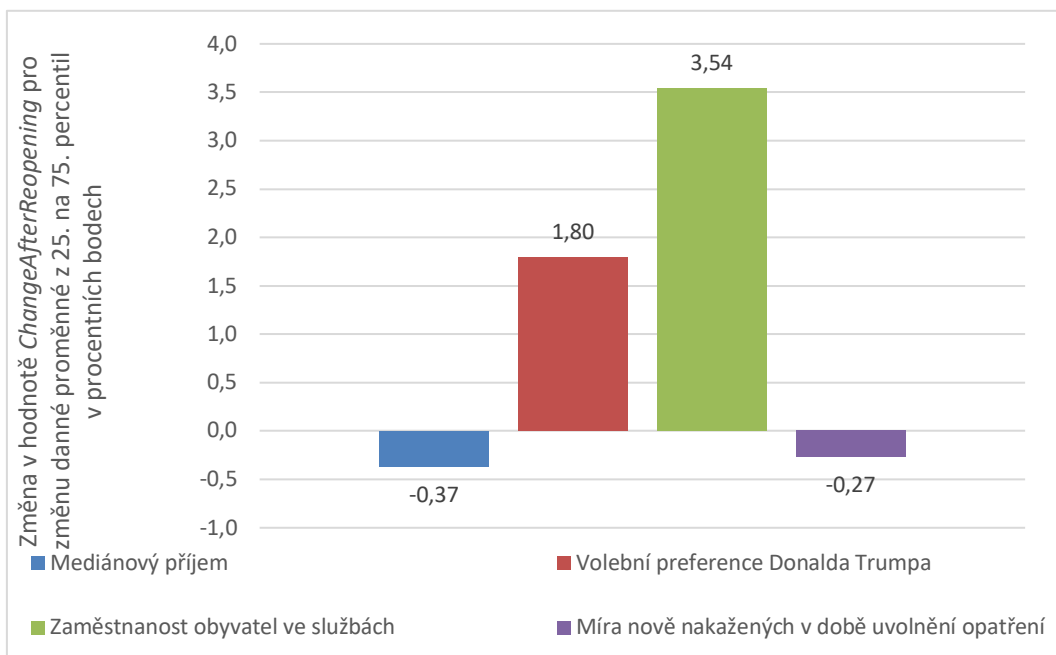


Vysvětlení nacházíme v signalizačním efektu uvolnění. Očekáváme, že signalizační efekt uvolnění opatření, který spotřebitelům naznačil, že se zdravotnická situace zlepšila, bude mít větší vliv na útraty demokratů. Byly-li však podniky v době uvolnění otevřené, signalizační efekt nebyl tak silný, jelikož zlepšení situace již bylo dříve signalizováno právě otevřením podniků. Pokud podniky otevřené nebyly, pak byl signalizační efekt uvolnění mnohem silnější a v tomto případě kvůli němu demokraté navýšili své útraty více.

Konečně pak zjišťujeme, že míra nově nakažených v týdnu uvolnění ovlivňovala změnu výdajů pouze minimálně a její vliv opět nebyl statisticky signifikantní.



Obr. 244: Rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterReopening* pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné v okresech, ve kterých byly otevřeny pouze nezbytné podniky



Obr. 235: Rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterReopening* pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné v okresech, ve kterých byla uzavřena pouze některá odvětví

### 5.2.3 Analýza uvolnění opatření na základě vývoje epidemiologické situace

Přestože jsme v minulé podkapitole zjistili, že situace panující v týdnu uvolnění měla na výdaje nepatrný vliv, zajímá nás, zda měl na výši výdajů vliv měnící se stav. Podobně jako

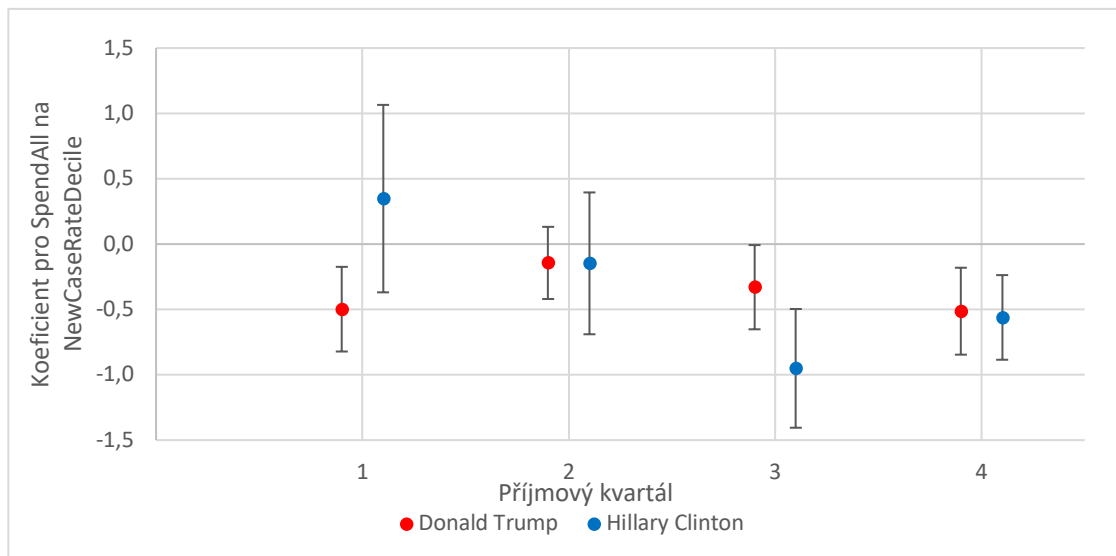
v předchozích sekcích k tomu používáme regresi s fixními efekty, odhadující koeficienty pro změnu decilu míry nově nakažených na spotřebitelské výdaje:<sup>40</sup>

$$SpendAll_{it} = \alpha_i + \sum_{q=1,2,3,4} \sum_{p=1,2} \beta_1^{q,p} (NewCaseRateDecile)_{it} * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] * \mathbf{1}[Winner2016 = p] + \varepsilon$$

213

Tabulka 22: Výsledky *within* regrese zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v době zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po uvolnění opatření v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí

Výherce voleb	Příjmový kvartál	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	NewCaseRateDecile	-0,498	0,165	-3,014	0,003	**
	2	NewCaseRateDecile	-0,144	0,141	-1,022	0,307	
	3	NewCaseRateDecile	-0,330	0,164	-2,006	0,045	*
	4	NewCaseRateDecile	-0,513	0,170	-3,025	0,003	**
Hillary Clinton	1	NewCaseRateDecile	0,348	0,366	0,951	0,342	
	2	NewCaseRateDecile	-0,147	0,277	-0,532	0,595	
	3	NewCaseRateDecile	-0,951	0,232	-4,102	0,000	***
	4	NewCaseRateDecile	-0,561	0,165	-3,396	0,001	***



Obr. 25: Koeficienty pro *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v době zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po uvolnění opatření v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí

Zjišťujeme, že zhoršující se relativní situace dle míry nově nakažených korelovala silněji s demokratickými útratami. Korelace byla rovněž silnější v bohatších okresech.

<sup>40</sup> V regresi používáme časové období zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po něm.

Je ale otázkou, zda zhoršující se relativní epidemiologická situace obnovu výdajů skutečně přibrzdžovala, či zda mezi proměnnými panovala pouhá korelace. Výsledky Grangerova testu naznačují, že se jednalo spíše o druhou možnost, jelikož ani v jedné skupině okresů nenacházíme Grangerovu kauzalitu.

Tabulka 24: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí v období po uvolnění opatření

Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRateDecile	0,260	0,610		No
	2	NewCaseRateDecile	0,257	0,613		No
	3	NewCaseRateDecile	0,339	0,561		No
	4	NewCaseRateDecile	1,197	0,275		No
Hillary Clinton	1	NewCaseRateDecile	0,254	0,616		No
	2	NewCaseRateDecile	1,390	0,245		No
	3	NewCaseRateDecile	0,010	0,920		No
	4	NewCaseRateDecile	1,379	0,243		No

Závěrem tedy je, že zatímco zdravotnická situace v týdnu uvolnění neměla na změnu výdajů téměř žádný vliv, změna relativního stavu zdravotnické situace v týdnech po uvolnění, již s výši útrat ve většině skupin okresů alespoň korelovala. Pravděpodobně se však nejednalo o kauzální vztah.

#### 5.2.4 Analýza uvolnění opatření pomocí regresní diskontinuity

V úvodu kapitoly sice ukazujeme, že výdaje v okrese v měsíci po uvolnění byly průměrně o 4,5 % větší než v týdnu uvolnění, je však otázkou, do jaké míry byl tento nárůst způsoben samotným uvolněním. Je možné, že navýšení výdajů bylo pouhou součástí trendu ekonomické obnovy. Regresní diskontinuitu provádíme podobně jako v sekci Economic Impact Payments:

$$\begin{aligned}
 SpendAll_{it} = & \alpha + \sum_{q=0,1} \beta_1^q (Reopening) * (Reopened)_t \\
 & + \beta_2^1 (WeekAfterReopening)_t \\
 & + \beta_2^2 (WeekAfterReopening)_t * (Reopened)_t + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{22}$$

Analýzu regresní diskontinuitou nám komplikuje to, že jednotlivé státy uvolňovaly své opatření v jiný časový bod. Jako časovou proměnnou tedy používáme *WeekAfterReopening*. Náš

práh intervence je pro jednotlivé okresy stanoven v čase  $WeekAfterReopening = 0$ .<sup>41</sup> V tomto časovém bodě naše „dummy“ proměnná  $Reopened$  nabývá hodnoty 1.

Výsledky ukazují, že kauzální efekt uvolnění opatření nebyl podstatný. Koeficienty  $\beta_1$  pro diskontinuitu jsou v některých případech dokonce záporné a žádný z nich není statisticky signifikantní. Rovněž vidíme, že koeficienty pro  $WeekAfterReopening$  jsou větší před uvolněním, než po něm a růst výdajů tak dokonce zpomalil.<sup>42</sup>

Tabulka 25: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro  $SpendAll$  pro tři různě dlouhá časová období

Týdny zahrnuté do regrese	SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
-4 ≤ WeekAfterReopening ≤ 4	(Intercept)	90,077	0,497	181,315	0,000	***
	$\beta_1$	-0,189	0,588	-0,321	0,748	
	$\beta_2^1$	2,463	0,181	13,577	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,166	0,223	-5,228	0,000	***
-3 ≤ WeekAfterReopening ≤ 3	(Intercept)	89,410	0,619	144,466	0,000	***
	$\beta_1$	0,958	0,706	1,357	0,175	
	$\beta_2^1$	2,063	0,286	7,200	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,249	0,340	-3,676	0,000	***
-2 ≤ WeekAfterReopening ≤ 2	(Intercept)	91,032	0,910	100,072	0,000	***
	$\beta_1$	-0,887	0,983	-0,903	0,366	
	$\beta_2^1$	3,280	0,575	5,701	0,000	***
	$\beta_2^2$	-2,133	0,643	-3,317	0,001	***

Regresi opakujeme jednotlivě pro každý kvartál, abychom zjistili, zda nebyl efekt znovuotevření statisticky signifikantní alespoň pro jeden z příjmových kvartálů. Jak však ukazuje tabulka 27., výsledky opět nejsou statisticky signifikantní.

<sup>41</sup> Kvůli robustnosti opět provádíme regresi pro tři různě dlouhá časová období:  $-4 \leq WeekAfterReopening \leq 4$ ,  $-3 \leq WeekAfterReopening \leq 3$  a  $-2 \leq WeekAfterReopening \leq 2$

<sup>42</sup> Připomínáme, že  $\beta_2$  nabývá jiné hodnoty na základě toho, zda již došlo k uvolnění opatření. Pro zjištění koeficientu pro čas po uvolnění opatření je nutné sečíst  $\beta_2^1$  a  $\beta_2^2$

Tabulka 26: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmu

Příjmový kvartál	2Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	Příjmový kvartál	3Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	Příjmový kvartál	4Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance
1	(Intercept)	94,854	1,971	48,115	0,000	***	1	(Intercept)	94,543	1,349	70,060	0,000	***	1	(Intercept)	95,847	1,089	88,046	0,000	***
	$\beta_1$	-0,345	2,129	-0,162	0,871			$\beta_1$	0,031	1,539	0,020	0,984			$\beta_1$	-1,736	1,288	-1,348	0,178	
	$\beta_1^{1,1}$	2,524	1,247	2,025	0,043	*		$\beta_1^{1,1}$	2,291	0,625	3,668	0,000	***		$\beta_1^{1,1}$	3,073	0,397	7,731	0,000	***
	$\beta_2^{1,1}$	-1,908	1,394	-1,369	0,171			$\beta_2^{1,1}$	-1,773	0,740	-2,396	0,017	*		$\beta_2^{1,1}$	-2,089	0,488	-4,283	0,000	***
2	(Intercept)	92,818	1,712	54,212	0,000	***	2	(Intercept)	90,493	1,153	78,482	0,000	***	2	(Intercept)	91,260	0,925	98,708	0,000	***
	$\beta_1$	-0,925	1,849	-0,500	0,617			$\beta_1$	1,682	1,315	1,279	0,201			$\beta_1$	0,318	1,094	0,291	0,771	
	$\beta_1^{1,1}$	3,664	1,083	3,384	0,001	***		$\beta_1^{1,1}$	1,920	0,534	3,598	0,000	***		$\beta_1^{1,1}$	2,381	0,338	7,052	0,000	***
	$\beta_2^{1,1}$	-2,620	1,211	-2,164	0,031	*		$\beta_2^{1,1}$	-1,298	0,634	-2,049	0,041	*		$\beta_2^{1,1}$	-1,156	0,415	-2,784	0,005	**
3	(Intercept)	89,216	1,802	49,507	0,000	***	3	(Intercept)	87,711	1,228	71,399	0,000	***	3	(Intercept)	88,043	0,988	89,145	0,000	***
	$\beta_1$	-0,460	1,946	-0,237	0,813			$\beta_1$	1,287	1,401	0,919	0,358			$\beta_1$	0,567	1,169	0,485	0,628	
	$\beta_1^{1,1}$	3,010	1,140	2,641	0,008	**		$\beta_1^{1,1}$	1,881	0,569	3,308	0,001	***		$\beta_1^{1,1}$	2,080	0,361	5,768	0,000	***
	$\beta_2^{1,1}$	-1,646	1,274	-1,291	0,197			$\beta_2^{1,1}$	-0,882	0,675	-1,306	0,192			$\beta_2^{1,1}$	-0,688	0,444	-1,550	0,121	
4	(Intercept)	86,753	1,529	56,743	0,000	***	4	(Intercept)	84,335	1,044	80,789	0,000	***	4	(Intercept)	84,532	0,939	100,787	0,000	***
	$\beta_1$	-1,857	1,651	-1,124	0,261			$\beta_1$	0,888	1,191	0,746	0,456			$\beta_1$	0,244	0,993	0,246	0,806	
	$\beta_1^{1,1}$	3,958	0,967	4,093	0,000	***		$\beta_1^{1,1}$	2,144	0,483	4,438	0,000	***		$\beta_1^{1,1}$	2,263	0,306	7,388	0,000	***
	$\beta_2^{1,1}$	-2,338	1,081	-2,162	0,031	*		$\beta_2^{1,1}$	-1,015	0,573	-1,770	0,077			$\beta_2^{1,1}$	-0,682	0,377	-1,810	0,070	

Výsledky regresní diskontinuity naznačují, že kauzální efekt uvolnění opatření byl velmi malý. Nasvědčují tomu, že pozorovaná změna v úrovni spotřebitelských výdajů – tedy *ChangeAfterReopening* – pravděpodobně byla způsobena především dlouhodobým trendem ekonomické obnovy nežli změnou vládní politiky.

### 5.2.5 Analýza uvolnění opatření pomocí metody rozdílu v rozdílech

Dalším způsobem, kterým se můžeme pokusit odhadnout, zda mělo uvolnění opatření kauzální efekt na zvýšení spotřeby je analýza pomocí metody rozdílu v rozdílech. Využíváme dvojici jižních států – Alabama a Mississippi, ve kterých se míra spotřebitelských výdajů před uvolněním karanténních opatření pohybovala na podobné úrovni. V týdnu končícím třetího května však v Alabamě došlo k uvolnění opatření týkajících se volného pohybu. V Mississippi byla opatření zachována. Kauzální efekt uvolnění odhadujeme následující regresí:

$$SpendAll_{it} = \alpha + \beta_1(Alabama)_i + \beta_2(ReopeningTime)_t + \beta_3(Alabama * ReopeningTime)_{it} + \varepsilon \quad 23$$

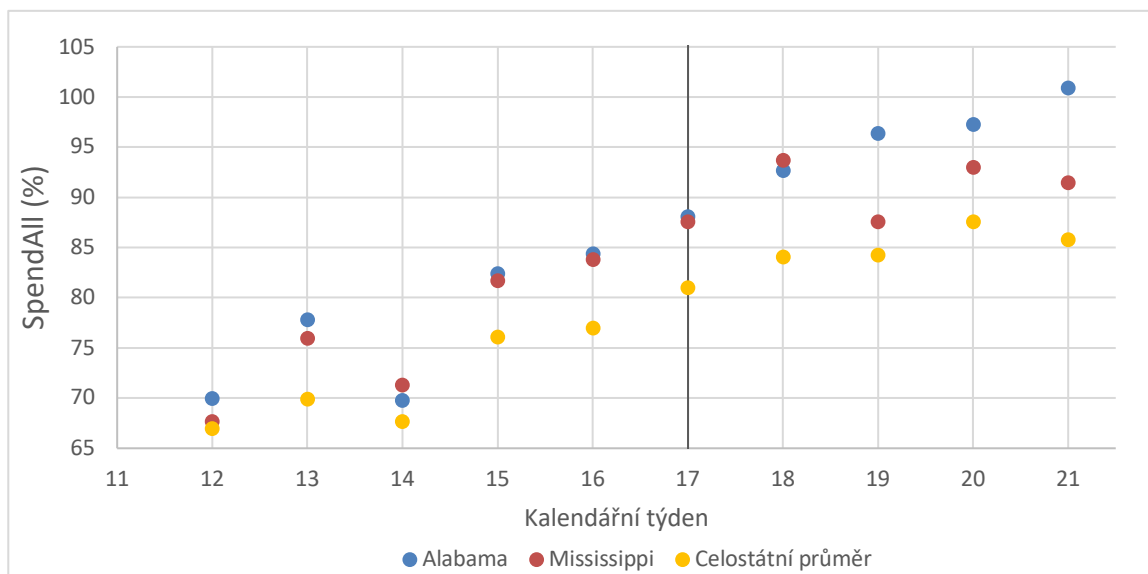
Regrese odhaduje výdaje v obou státech následovně:  $\alpha$  označuje základní hodnotu, která je v našem případě odhadovaná úroveň výdajů v Mississippi v době před uvolněním opatření v Alabamě,  $\beta_1$  je koeficient, který přičítáme pouze pro Alabamu,  $\beta_2$  je koeficient pro změnu v čase, který oběma státům přičítáme po změně opatření v Alabamě a  $\beta_3(Alabama * ReopeningTime)_{it}$  je náš odhad „rozdílu v rozdílech“ – tedy koeficient, který přičítáme v době po změně opatření, ovšem pouze pro výdaje v Alabamě. Měl by tedy odhadovat kauzální změnu způsobenou uvolněním opatření. Výsledky jsou vyneseny v tabulce níže.

Tabulka 27: Výsledky analýzy uvolnění opatření v Alabamě pomocí metody rozdílu v rozdílech

SpendAll	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	76,100	2,497	30,473	0,000	***
factor(Alabama)	0,780	3,532	0,221	0,828	
factor(ReopeningTime)	14,582	3,532	4,129	0,001	***
factor(ReopeningTime*Alabama)	3,621	4,995	0,725	0,479	

Výsledky analýzy pro časové období zahrnující deset týdnů kolem uvolnění ukazují kauzální efekt znovuotevření v Alabamě ve výši 3,6 procentních bodů, ovšem s vysokou p-hodnotou 0,48. Výsledek tak není statisticky signifikantní. Určitý efekt uvolnění opatření ale je patrný, což ukazuje graf 27.

Z grafu je patrné, že zatímco před uvolněním opatření se výdaje v obou státech pohybovaly podobně, po uvolnění opatření se trend výdajů v Alabamě začal odlišovat. Zatímco výdaje v Mississippi začaly klesat a pohybovaly se tak podobně jako celostátní průměr. Analýza tedy podporuje závěry zmíněné v úvodu kapitoly: uvolnění opatření určitý vliv na výdaje mělo, v porovnání se stimulovými šeky však nebyl tak podstatný.



Obr. 26: Průměrná hodnota *SpendAll* v Alabamě, Mississippi a Spojených státech v období během uvolnění opatření v Alabamě

### 5.2.6 Shrnutí analýzy uvolnění opatření

Přestože velké množství lidí považuje omezující opatření za jeden z hlavních důvodů současné ekonomické krize, výsledky modelu rozdílu v rozdílech a regresní diskontinuity ukazují, že kauzální efekt uvolnění opatření na výdaje byl poměrně malý. Navýšení výdajů, které uvolnění

následovalo pak přičítáme spíše obnově spotřebitelské důvěry, která se dle indexu od *The Conference Board* mezi květnem a červencem zvedla o 40 % z 68,4 bodů na 95,9 bodů.<sup>xix</sup>

Hlavním důvodem pro omezení spotřeby se totiž nezdají být vládní nařízení, nýbrž dobrovolné rozhodnutí zákazníků. Jak napovídá sekce zabývající se původním propadem, v omezení výdajů hrálo největší roli dobrovolné omezení spotřeby způsobené nejistotou, která snížila ochotu spotřebitel utrácet.

Uvolnění opatření se tedy nejeví být „lékem“ současné ekonomické krize. Naopak, je možné, že příliš brzké uvolnění opatření může obnovu přibrzdit, což ukazuje pomalejší tempo obnovy v *Rapid Pullback* státech. Uvolnění opatření tak pravděpodobně může být kontraproduktivní, dojde-li ke značnému nárůstu nových případů. Ovšem to, zda se zvýšení počtu nakažených na míře výdajů projeví závisí na tom, zda spotřebitelé ve svém chování vývoj epidemiologické situace zohlední či nikoliv.

### **5.3 Znovuotevření podniků**

Druhým typem opatření je uzavření podniků. Opatření tohoto typu dělíme na tři stupně. Nejprísnějším stupněm bylo uzavření všech podniků až na ty nejpotřebnější jako obchody s potravinami a lékařské ordinace. Druhým stupněm bylo uzavření některých odvětví. Nejmírnějším stupněm je pak pouhé doporučení občanům, aby pracovali z domova.

Zdaleka nejčastějším typem uvolnění těchto opatření byl přechod z uzavření téměř všech podniků na uzavření pouze některých odvětví. K tomuto typu uvolnění došlo celkem v 35 státech. Změnu opatření z uzavření některých odvětví na pouhé doporučení k práci z domova kvůli nedostatečnému počtu pozorování neanalyzujeme.

Očekáváme, že změna výdajů po znovuotevření bude relativně větší v chudších okresech a v okresech s vysokým procentem obyvatel pracujících ve službách. Vedou nás k tomu dvě domněnky. Tou první je to, že znovuotevření podniků povede ke zvýšení příjmů domácností, jelikož znovuotevřené podniky budou znovu nabírat zaměstnance. Očekáváme, že tento efekt se projeví více u nízkopříjmových domácností, jelikož dle dat Chetty *et. al* (2020), byla 1. května, což je období, ve kterém se většina států rozhodla znovuotevřít podniky, zaměstnanost nízkopříjmových pracovníků na pouhých 63 % své lednové úrovně, kdežto zaměstnanost vysokopříjmových domácností byla na 90 % své lednové úrovně.<sup>43</sup> Výdaje nízkopříjmových

---

<sup>43</sup> Nízko příjmoví pracovníci v tomto případě označují zaměstnance vydávající méně než 27 000 dolarů ročně. Vysoko příjmová skupina zaměstnanců pak zahrnuje zaměstnance s roční mzdou vyšší než 60 000 dolarů.



domácností navíc byly do větší míry omezeny rozpočtovými omezeními, což dokládá jejich reakce po obdržení stimulačních plateb. Lze tak očekávat, že zvýšení příjmů se projeví podstatněji na výdajích chudších domácností.

Efekt znovunabírání zaměstnanců rovněž očekáváme silnější v okresech s vysokým podílem pracovníků ve službách, jelikož to jsou veskrze služební podniky, kterým změna politiky umožnila znovu otevřít.

Dalším důvodem pak je skutečnost, že útraty bohatších domácností byly ve větší míře omezeny zdravotnickými obavami. Je tedy otázkou, zda je znovuotevření podniků přesvědčí své výdaje opětovně navýšit. Předpokládáme například, že bohatší spotřebitelé se budou i po otevření restaurací restauracím ve větší míře stále vyhýbat, jelikož je budou vnímat jako rizikovější než nízkopříjmoví spotřebitelé.

### **5.3.1 Analýza znovuotevření podniků na základě faktorů**

Zjišťujeme, že průměrné týdenní výdaje byly v měsíci po znovuotevření podniků průměrně o 7,13 % vyšší než v týdnu, kdy bylo omezení uvolněno. Výsledky jsou statisticky signifikantní.

Analýzu jednotlivých faktorů provádíme stejnou metodou jako v případě uvolnění opatření týkajících se volného pohybu. Za použití vícenásobné OLS regrese s proměnnou *ChangeAfterBusinessReopening* se snažíme zjistit, jaký faktor korespondoval s největší změnou výdajů po znovuotevření podniků. Okresy rozdělujeme na základě opatření týkajících se volného pohybu na dvě skupiny, jelikož tato opatření vliv znovuotevření podniků značně ovlivňovala. Regrese tedy odhaduje koeficienty faktorů pro skupinu okresů s karanténními opatřeními a poté pro skupinu okresů s doporučením nevycházet. V regresi tyto skupiny dělíme pomocí proměnné  $q$ , která nabývá hodnoty 1, pokud je v okrese v čase znovuotevření pouze doporučení nevycházet a hodnoty 2, je-li v okrese nařízena karanténa:

$$\begin{aligned}
\text{ChangeAfterBusinessReopening}_i &= \\
&= \sum_{q=1,2} \alpha^q * \mathbf{1}[\text{Reopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_1^q (\text{MedianHouseholdIncome})_i * \mathbf{1}[\text{Reopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_2^q (\text{TotalService})_i * \mathbf{1}[\text{Reopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_3^q (\text{Republicans2016})_i * \mathbf{1}[\text{Reopening} = q] \\
&+ \sum_{q=1,2} \beta_4^q (\text{NewCaseRate07DA})_i * \mathbf{1}[\text{Reopening} = q] + \varepsilon
\end{aligned}$$

Podobně jako v případě uvolnění opatření týkajících se volného pohybu mají téměř všechny koeficienty vysoké p-hodnoty a ani jeden z faktorů, kromě stavu opatření týkajících se volného pohybu není statisticky signifikantní.

Tabulka 29: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost *ChangeAfterBusinessReopening* na jednotlivých faktorech v okresech s karanténními opatřeními

Karanténní opatření	ChangeAfter BusinessReopening	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	21,507	9,212	2,335	0,020	*
MedianHouseholdIncome (1000)	-0,018	0,051	-0,355	0,722	
TotalService	-0,176	0,111	-1,583	0,114	
Republicans2016	0,017	0,049	0,347	0,729	
NewCaseRate07DA	-0,086	0,072	-1,203	0,229	

Tabulka 28: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost *ChangeAfterBusinessReopening* na jednotlivých faktorech v okresech s doporučením nevycházet

Doporučení nevycházet	ChangeAfter BusinessReopening	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	-7,530	8,365	-0,900	0,369	
MedianHouseholdIncome (1000)	-0,042	0,034	-1,231	0,219	
TotalService	0,165	0,102	1,623	0,105	
Republicans2016	0,029	0,040	0,725	0,469	
NewCaseRate07DA	0,067	0,049	1,362	0,174	

Z výsledků regrese je jasně patrné, že v okresech s karanténními opatřeními bylo navýšení výdajů vyšší. Důvodem je dle nás to, že výdaje v okresech, ve kterých ještě nedošlo k uvolnění opatření, bylo snížení výdajů v době znovuotevření podniků větší. V okresech, ve kterých ještě nedošlo k uvolnění karanténních opatření byla úroveň výdajů na 84,8 % své lednové úrovně, kdežto v okresech, kde k uvolnění již došlo byly výdaje na 87,6 % lednových hodnot. V měsíci po znovuotevření podniků tak mohlo dojít ve skupině okresů s přísnějšími opatřeními k citelnějšímu nárůstu výdajů.

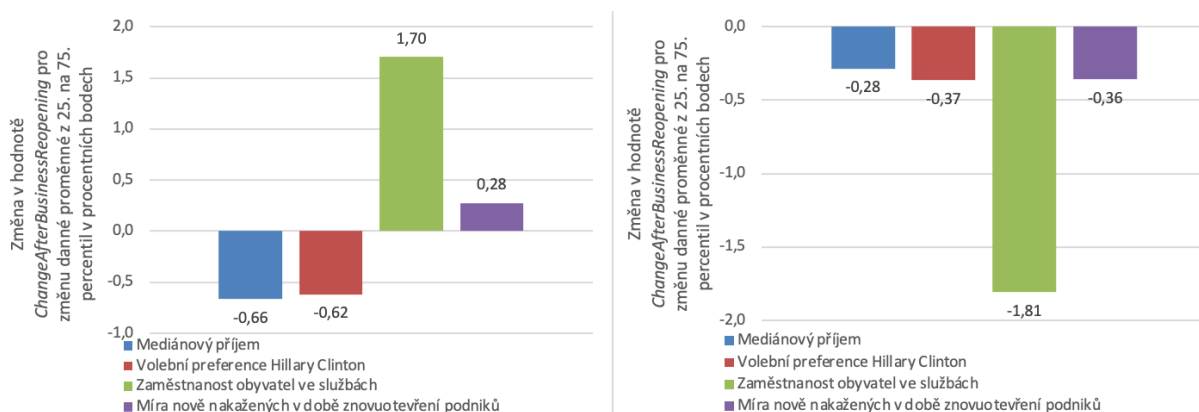
Tento efekt je dle nás dále zesílen tím, že v některých okresech s karanténními opatřeními v měsíci po znovuotevření podniků rovněž došlo k uvolnění opatření týkajících se volného pohybu. Efekt těchto dvou změn politiky by se následně sečetl. Tyto dva důvody dle nás vysvětlují, proč je rozdíl v koeficientu  $\alpha^q$  mezi okresy s karanténními opatřeními a pouhým doporučením nevyhází tak vysoký.

Rovněž pozorujeme, že při jiné úrovni opatření týkajících se volného pohybu byl efekt jednotlivých faktorů rozdílný. Jejich relativní důležitost se podobně jako v analýze uvolnění opatření týkajících se volného pohybu snažíme pochopit pomocí toho, jakou změnu v hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* bychom mohli očekávat mezi okresy nacházejícími se v 25. a 75. percentilu dle daného faktoru:

$$\Delta \text{ChangeAfterBusinessReopening} = \beta(\text{Factor})_{75} - \beta(\text{Factor})_{25} \quad 25$$

, kde  $\beta$  označuje koeficient pro daný faktor,  $(\text{Factor})_{75}$  hodnotu faktoru v okrese, který se z hlediska tohoto faktoru nachází v 75. percentilu mezi okresy a  $(\text{Factor})_{25}$  hodnotu faktoru v okrese z 25. percentilu.

Očekávanou změnu v hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* vynášíme v grafu níže.



Obr. 27: Rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné (hodnoty pro okresy s doporučením nevyhází jsou vlevo, hodnoty pro okresy s karanténními opatřeními vpravo)

Z grafu je patrné, že největší rozdíl v hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* bychom očekávali v okresech lišících se procentem obyvatel zaměstnaných ve službách. Koeficient pro tuto proměnou měl rovněž nejmenší p-hodnotu (0,105, respektive 0,114 pro okresy s karanténními opatřeními) a jeho efekt tak byl napříč okresy nejkonzistentnější.

Zajímavé je, že zaměstnanost obyvatel ve službách výdaje ovlivňovala jinak v okresech s přísnými a s laxními opatřeními týkajícími se volného pohybu. V okresech s laxnějšími opatřeními regrese odhaduje větší navýšení výdajů v okresech s vysokou zaměstnaností ve službách. Naopak v okresech s přísnými opatřeními byla změna výdajů vyšší v okresech s nižší zaměstnaností ve službách. To jak se efekt lišil zobrazujeme v tabulce níže:

Tabulka 30: Rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* mezi okresy lišícími se v procentu obyvatel zaměstnaných ve službách

	<b>Doporučení nevycházet</b>	<b>Karanténní opatření</b>
Percentil okresu z hlediska TotalService	Odhadovaná hodnota <i>ChangeAfter BusinessReopening</i>	Odhadovaná hodnota <i>ChangeAfterBusinessReopening</i>
25	3,22	9,63
50	4,03	8,77
75	4,93	7,82
Rozdíl v odhadované hodnotě	52,85%	-18,78%
Rozdíl v procentních bodech	1,70	-1,81

Tabulka ukazuje, že v okresech s vysokou zaměstnaností občanů ve službách a laxními opatřeními, by navýšení výdajů v měsíci po znovuotevření podniků bylo o 53 % větší než v okresech s menší zaměstnaností ve službách. Panovala-li však v okresech přísná opatření, v okresech s vyšší zaměstnaností ve službách bychom navýšení výdajů očekávali o 19 % nižší. Možným vysvětlením je fakt, že uvolnění karanténních opatření spotřebitelům naznačilo, že se zdravotnická situace zlepšuje. Spotřebitelé pak byli ochotnější navýšit své výdaje za služby, které by bez uvolnění opatření vnímali jako rizikové.

Naopak v okresech, ve kterých panovala přísnější opatření, spotřebitelé služební podniky nadále vnímali jako vysoce rizikové. Útraty v těchto podnicích tak po jejich znovuotevření navýšili méně, než spotřebitelé v okresech, kde byla opatření uvolněna.

Předpokládáme, že v okresech s vysokou zaměstnaností ve službách se spotřeba ve větší míře skládala právě z útrat za služby. V případě, že byla karanténní opatření již uvolněna a spotřebitelé byli více ochotni znovu utrácet za služby, očekávali bychom v okresech s větší zaměstnaností ve službách relativně větší změnu výdajů. Naopak v druhém případě by v nich

navýšení bylo menší, protože spotřebitelé kvůli přísným karanténním opatřením své výdaje na službách více omezovali.

Tabulka 31: Rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* mezi okresy lišícími se v míře nově nakažených v týdnu znovuotevření podniků

	Doporučení nevycházet	Karanténní opatření
Percentil okresu z hlediska <i>NewCaseRate07DA</i>	Odhadovaná hodnota <i>ChangeAfter BusinessReopening</i>	Odhadovaná hodnota <i>ChangeAfterBusinessReopening</i>
25	3,95	8,88
50	4,03	8,77
75	4,22	8,52
Rozdíl v odhadované hodnotě	7,00%	-4,00%
Rozdíl v procentních bodech	0,28	-0,36

Další koeficient, jehož efekt je rozdílný na základě karanténních opatření je míra nově nakažených. Koeficientem se zabýváme, přestože není statisticky signifikantní, jelikož jeho p-hodnota není enormně vysoká (0,17, respektive 0,23 v okresech s přísnými opatřeními)

Zjišťujeme, že v okresech s horší epidemiologickou situací bylo navýšení výdajů o 7 % větší, panovala-li v okrese laxní opatření, ale o 4 % menší, pokud byla stále zavedena karanténa. Změnu si opět vysvětlujeme především tím, jak uvolnění opatření ovlivnilo chování spotřebitelů. V případě přísnějších opatření spotřebitelé své chování více přizpůsobovali epidemiologické situaci. Ochota spotřebitelů utrácet v nově otevřených podnicích se tedy bude odvíjet dle vážnosti zdravotnické situace. V hůře zasažených okresech nebudou v nově otevřených podnicích tak ochotni utrácet. Kvůli tomu by pak byla změna výdajů v hůře zasažených okresech menší. Připomínáme však, že koeficient není statisticky signifikantní a závěry je nutné brát s rezervou.

Dle očekávání pozorujeme větší změnu výdajů v chudších okresech, což může být způsobeno efektem nabírání zaměstnanců, kterým se zabýváme výše. Podobnou analýzou jako pro zaměstnanost ve službách zjišťujeme, že v okresech s laxnějšími opatřeními byl rozdíl v odhadované hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* mezi okresy ze 75. a 25. percentilu dle příjmu více než 18 %.<sup>44</sup> Koeficient však není statisticky signifikantní. V případě přísných opatření je navíc jeho p-hodnota vyšší než 0,7 a faktor příjmu tedy v případě znovuotevření podniků nelze označit za podstatný.

<sup>44</sup> Rozdíl v okresech s přísnými opatřeními pak byl 3 procentní. p-hodnota pro tento koeficient však byla velmi vysoká a nezmiňujeme jej tak v textu.

Navýšení výdajů bylo rovněž znatelnější v republikánských okresech. Koeficienty však mají velmi vysoké p-hodnoty a nejsou statisticky signifikantní. Nevyvozujeme z nich tak další závěry.

### 5.3.2 Efekt epidemiologické situace na znovuotevření podniků

Pro analýzu vlivu zdravotnické situace na spotřebitelské výdaje znovu používáme regresi s fixními efekty pro jednotlivé skupiny okresů rozdělených dle příjmu, politických preferencí a opatření týkajících se volného pohybu:

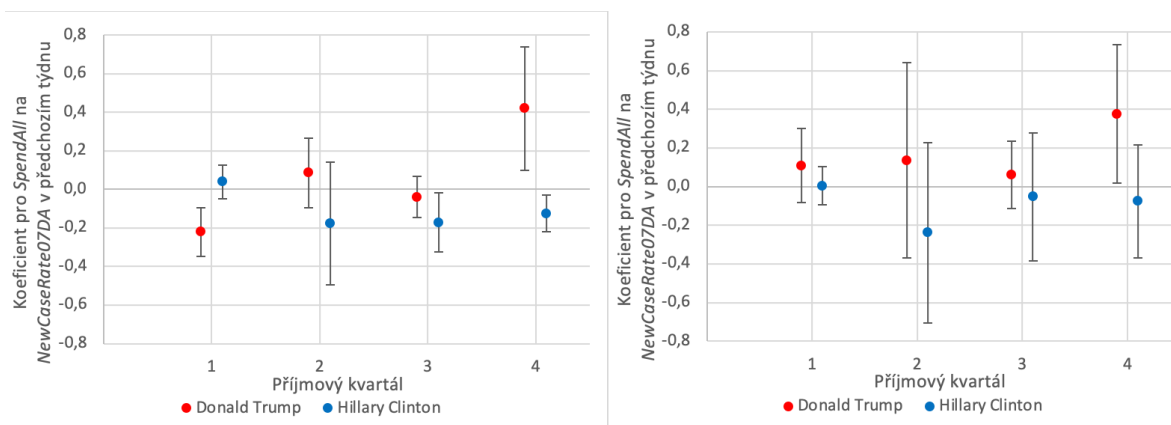
$$\begin{aligned}
 SpendAll_{it} = & \alpha_i \\
 & + \sum_{q=1,2,3,4} \sum_{p=1,2} \sum_{r=1,2} \beta_1^{q,p} (NewCaseRate07DA)_{it-1} \\
 & * \mathbf{1}[IncomeQuartile = q] * \mathbf{1}[Winner2016 = p] * \mathbf{1}[Reopening \\
 & = r] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Tabulka 32: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost *SpendAll* na *NewCaseRateDecile* v předchozím týdnu v době zahrnující týden znovuotevření podniků a čtyři týdny po znovuotevření podniků v okresech rozdělených na základě příjmu, politických preferencí a přísnosti opatření

Výherce voleb	Příjmový kvartál	Doporučení nevycházet	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	NewCaseRate07DA	-0,220	0,064	-3,424	0,001	***
	2	NewCaseRate07DA	0,086	0,092	0,932	0,353	
	3	NewCaseRate07DA	-0,041	0,054	-0,746	0,456	
	4	NewCaseRate07DA	0,419	0,163	2,572	0,011	*
Hillary Clinton	1	NewCaseRate07DA	0,040	0,045	0,892	0,373	
	2	NewCaseRate07DA	-0,179	0,162	-1,102	0,272	
	3	NewCaseRate07DA	-0,173	0,078	-2,213	0,027	*
	4	NewCaseRate07DA	-0,125	0,049	-2,569	0,011	*
Výherce voleb	Příjmový kvartál	Karanténní opatření	estimate	std.error	statistic	p.value	significance
Donald Trump	1	NewCaseRate07DA	0,109	0,098	1,110	0,268	
	2	NewCaseRate07DA	0,136	0,257	0,529	0,599	
	3	NewCaseRate07DA	0,062	0,089	0,697	0,486	
	4	NewCaseRate07DA	0,376	0,182	2,059	0,043	*
Hillary Clinton	1	NewCaseRate07DA	0,004	0,050	0,083	0,934	
	2	NewCaseRate07DA	-0,239	0,238	-1,003	0,318	
	3	NewCaseRate07DA	-0,053	0,169	-0,314	0,754	
	4	NewCaseRate07DA	-0,076	0,149	-0,511	0,610	

Koeficient byl pro téměř všechny příjmové skupiny nižší v okresech, které volily Hillary. V demokratických okresech, kromě těch z prvního příjmového kvartálu, byl koeficient pro výdaje na míře nově nakažených negativní. Statisticky signifikantní byl však pouze pro dvojici bohatších kvartálů s laxnějšími opatřeními.

Celkově jsou však koeficienty poměrně malé a ve většině případů nejsou statisticky signifikantní. Závěrem tedy je, že vývoj epidemiologické situace v samotném okresu pravděpodobně nijak zásadně neovlivnil vývoj spotřebitelských výdajů po otevření podniků.



Obr. 28: Koeficient pro *SpendAll* na *NewCaseRate07DA* v předchozím týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí a opatření týkajících se volného pohybu (hodnoty pro okresy s laxnějšími opatřeními vlevo, hodnoty pro okresy s přísnějšími opatření vpravo)

Tento závěr podporují i výsledky Grangerova testu kauzality, který ukazuje Grangerovu kauzalitu pouze pro jednu skupinu okresů.

Tabulka 33: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost *SpendAll* na *NewCaseRate* v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu, politických preferencí a opatření týkajících se volného pohybu v období po znovuotevření podniků

Doporučení nevycházet						
Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRate	1,331	0,253		No
	2	NewCaseRate	0,421	0,518		No
	3	NewCaseRate	0,157	0,693		No
	4	NewCaseRate	0,172	0,679		No
Hillary Clinton	1	NewCaseRate	0,938	0,345		No
	2	NewCaseRate	0,001	0,979		No
	3	NewCaseRate	0,005	0,942		No
	4	NewCaseRate	0,502	0,481		No
Karanténní opatření						
Winner2016	Příjmový kvartál	SpendAll	F Statistic	p.value	significance	GrangerCauses
Donald Trump	1	NewCaseRate	0,002	0,967		No
	2	NewCaseRate	0,452	0,502		No
	3	NewCaseRate	2,167	0,143		No
	4	NewCaseRate	0,002	0,965		No
Hillary Clinton	1	NewCaseRate	1,659	0,208		No
	2	NewCaseRate	5,550	0,028	*	Yes
	3	NewCaseRate	0,000	0,999		No
	4	NewCaseRate	2,084	0,154		No

### 5.3.3 Analýza znovuotevření podniků pomocí regresní diskontinuity

Kauzální efekt znovuotevření podniků zjišťujeme pomocí regresní diskontinuity, kterou opět provádíme pro tři různě dlouhá časová období. Jako časovou proměnnou tedy používáme *WeekAfterBusinessReopening*. Práh intervence je pro jednotlivé okresy stanoven v čase  $WeekAfterBusinessReopening = 0$ .

Tabulka 34: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období

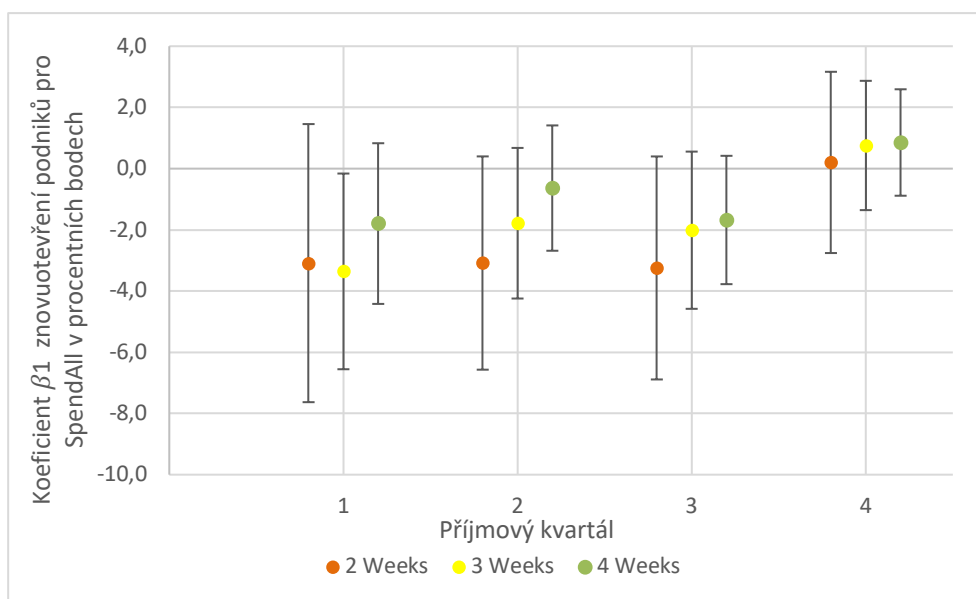
2Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	3Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance	4Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance
(Intercept)	87,862	0,880	99,820	0,000	***	(Intercept)	87,209	0,589	148,184	0,000	***	(Intercept)	86,311	0,467	184,866	0,000	***
$\beta_1$	-2,271	0,951	-2,389	0,017	*	$\beta_1$	-1,550	0,671	-2,310	0,021	*	$\beta_1$	-0,778	0,553	-1,409	0,159	
$\beta_2^1$	4,190	0,557	7,527	0,000	***	$\beta_2^1$	3,701	0,272	13,586	0,000	***	$\beta_2^1$	3,162	0,170	18,549	0,000	***
$\beta_2^2$	-2,210	0,622	-3,551	0,000	***	$\beta_2^2$	-1,824	0,322	-5,660	0,000	***	$\beta_2^2$	-1,159	0,209	-5,544	0,000	***

Podobně jako u uvolnění opatření volného pohybu výsledky ukazují, že kauzální efekt znovuotevření podniků nebyl velmi podstatný. Koeficienty pro intervenci jsou dokonce záporné. Rovněž vidíme, že koeficienty pro *WeekAfterBusinessReopening* jsou větší před znovuotevřením, než po něm. Dle výsledků tak po znovuotevření došlo ke zpomalení tempa obnovy, jelikož výdaje se v týdnech po znovuotevření podniků navyšovaly pomaleji.<sup>45</sup>

Dále se pokoušíme zjistit, zda byl efekt znovuotevření různý pro jednotlivé příjmové kvartály. Výsledky koeficientů pro intervenci vynášíme v obrázku 30. Většina koeficientů pro intervenci však není statisticky signifikantní. Koeficienty pro intervenci jsou paradoxně vyšší než nula pouze v okresech patřících do čtvrtého kvartálu. Přestože tedy jejich navýšení výdajů v celém měsíci po znovuotevření podniků bylo menší, jak dokládá předchozí kapitola, v týdnu po znovuotevření své výdaje navýšily nejvíce

<sup>45</sup> Nemyslíme si však, že zpomalení bylo způsobeno znovuotevřením podniků. Pravděpodobnější je, že tempo v okresech, ve kterých došlo ke znovuotevření, zpomalovalo společně se zpomalením celkové ekonomické obnovy. Jak totiž ukazujeme v kapitole obnovy, týdenní změna výdajů *ChangeVsLastWeek* se každý týden obnovy průměrně snižovala o 0,66 procentních bodů.





Obr. 29: Koeficient  $\beta_1$  pro znovuotevření podniků na změnu výdajů oproti předchozímu týdnu pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu

Celkově výsledky analýzy pomocí regresní diskontinuity naznačují, že kauzální efekt znovuotevření podniků byl poměrně malý. Opakujeme tedy náš závěr z předchozí sekce: pozorovaný nárůst v úrovni spotřebitelských výdajů po změně opatření – v tomto případě *ChangeAfterBusinessReopening* – byl pravděpodobně způsoben především dlouhodobým trendem ekonomické obnovy.

Tabulka 35: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro *SpendAll* pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmu

Příjmový kvartál	2Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance
1	(Intercept)	91,321	2,146	42,550	0,000	***
	$\beta_1$	-3,088	2,318	-1,332	0,183	
	$\beta_2^1$	3,883	1,357	2,860	0,004	**
	$\beta_2^2$	-1,611	1,518	-1,061	0,289	
2	(Intercept)	90,551	1,646	55,017	0,000	***
	$\beta_1$	-3,085	1,778	-1,735	0,083	.
	$\beta_2^1$	5,067	1,041	4,868	0,000	***
	$\beta_2^2$	-2,962	1,164	-2,545	0,011	*
3	(Intercept)	87,076	1,721	50,595	0,000	***
	$\beta_1$	-3,245	1,859	-1,746	0,081	.
	$\beta_2^1$	4,428	1,088	4,068	0,000	***
	$\beta_2^2$	-2,333	1,217	-1,917	0,055	.
4	(Intercept)	82,696	1,399	59,120	0,000	***
	$\beta_1$	0,203	1,511	0,135	0,893	
	$\beta_2^1$	3,352	0,885	3,789	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,871	0,989	-1,891	0,059	.

Příjmový kvartál	3Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance
1	(Intercept)	91,805	1,431	64,167	0,000	***
	$\beta_1$	-3,358	1,631	-2,058	0,040	*
	$\beta_2^1$	4,246	0,662	6,411	0,000	***
	$\beta_2^2$	-2,296	0,784	-2,930	0,003	**
2	(Intercept)	89,343	1,101	81,142	0,000	***
	$\beta_1$	-1,784	1,255	-1,421	0,156	
	$\beta_2^1$	4,161	0,510	8,164	0,000	***
	$\beta_2^2$	-2,196	0,603	-3,640	0,000	***
3	(Intercept)	85,967	1,149	74,796	0,000	***
	$\beta_1$	-2,012	1,310	-1,535	0,125	
	$\beta_2^1$	3,596	0,532	6,759	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,687	0,630	-2,680	0,007	**
4	(Intercept)	82,004	0,945	86,757	0,000	***
	$\beta_1$	0,757	1,078	0,702	0,483	
	$\beta_2^1$	2,833	0,438	6,474	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,143	0,518	-2,208	0,027	*

Příjmový kvartál	4Weeks	SpendAll	std.error	statistic	p.value	significance
1	(Intercept)	90,248	1,132	79,726	0,000	***
	$\beta_1$	-1,795	1,339	-1,340	0,180	
	$\beta_2^1$	3,312	0,413	8,013	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,368	0,506	-2,701	0,007	**
2	(Intercept)	88,106	0,883	99,797	0,000	***
	$\beta_1$	-0,636	1,045	-0,608	0,543	
	$\beta_2^1$	3,419	0,322	10,604	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,364	0,395	-3,451	0,001	***
3	(Intercept)	85,490	0,904	94,566	0,000	***
	$\beta_1$	-1,678	1,070	-1,569	0,117	
	$\beta_2^1$	3,310	0,330	10,027	0,000	***
	$\beta_2^2$	-1,258	0,405	-3,109	0,002	**
4	(Intercept)	81,661	0,750	108,937	0,000	***
	$\beta_1$	0,854	0,887	0,962	0,336	
	$\beta_2^1$	2,627	0,274	9,598	0,000	***
	$\beta_2^2$	-0,692	0,336	-2,058	0,040	*

### 5.3.4 Závěr analýzy znovuotevření podniků

Zjišťujeme, že v měsíci po znovuotevření byly výdaje průměrně o 7,1 % vyšší oproti týdnu znovuotevření. Navýšení tak bylo podstatnější než při uvolnění opatření týkajících se volného pohybu. Změna byla největší v chudých, republikánských okresech s přísnějšími karanténními opatřeními.

Jedním z nejdůležitějších zjištění je, že vyšší zaměstnanost ve službách korespondovala s vyšším nárůstem výdajů v okresech s laxnějšími karanténními opatřeními, jelikož laxnější opatření dávala spotřebitelům najevo, že riziko nákazy již není tak velké.

Pokud by platilo, že vyšší navýšení výdajů v okresech s vysokou zaměstnaností obyvatel ve službách koresponduje s vyšším navýšením výdaje za služby samotné, relativně k ostatním statkům, pak skutečnost, že k navýšení výdajů na služby došlo pouze s laxnějšími opatřeními, a tedy menšími obavami spotřebitelů lze považovat za poměrně důležitý pro celkovou ekonomickou obnovu. Obnova totiž bude do značné míry záviset na ochotě spotřebitelů navýšit své výdaje za služby, jelikož právě na nich své výdaje omezily nejvíce. Zjištění tedy dále zdůrazňuje nutnost navýšení spotřebitelské důvěry odstraněním obav.

Navzdory poměrně vysoké průměrné hodnotě *ChangeAfterBusinessReopening* však výsledky regresní diskontinuity ukazují, že podobně jako v případě uvolnění opatření týkajících se volného pohybu, nebyl kauzální efekt změny politiky tak velký. Regresní diskontinuita napovídá tomu, že změna ve výdajích byla způsobena spíše dlouhodobým trendem ekonomické obnovy. To dále podporuje naši domněnku, že klíčem k navrácení ekonomiky do předkrizového stavu bude spíše obnovení důvěry spotřebitelů než uvolňování opatření.

## 6 ZÁVĚR

Cílem práce bylo analyzovat dopad pandemie COVID-19 na spotřebitelské výdaje v amerických okresech. Zkoumali jsme původní propad spotřebitelských výdajů, jejich následnou obnovu a konečně vliv tří vládních politik na spotřebu. Naším cílem bylo zjistit, jak se vývoj výdajů lišil na základě ekonomické, demografické a zdravotnické heterogenity mezi okresy. Výsledky zkoumání nám umožňují zhodnotit dosavadní vládní politiky, díky čemuž jsme zákonodárcům schopni poskytnout určitá doporučení týkající se optimální politiky pro ekonomickou obnovu.

Ukazujeme, že propad spotřeby nastal v naprosté většině okresů v týdnech po vyhlášení nouzového stavu. Neodvítel se tak primárně od zdravotnické situace v samotných okresech, i

když i ten měl na výši propadu vliv. Propad byl způsobený především nejistotou vyvolanou šířením pandemie a vyhlášením nouzového stavu. Přestože ve většině okresů nastal propad ve stejný čas, jeho výše se mezi okresy podstatně lišila na základě ekonomických i politických faktorů, přičemž nejcitelněji své výdaje snižovaly skupiny obyvatel, které se pandemie obávaly nejvíce. Konkrétně zjišťujeme, že výdaje v demokratických okresech patřících do čtvrtého příjmového kvartálu se průměrně týdně snižovaly o 8,0 procentních bodů. Nejméně – 6,6 procentními body týdně – se pak výdaje snižovaly v republikánských okresech patřících do prvního příjmového kvartálu.

Další analýzou pak zjišťujeme, že v okresech, ve kterých se výdaje snížily nejvíce, následně nejrychleji rostly. Na rychlosti růstu se však již značně podepsal i epidemiologický stav v okresech. Dělením okresů dle státní politiky navíc zjišťujeme, že ve státech, které zavedly přísná opatření a následně je rychle rozvolnily, byla obnova výdajů nejpomalejší, což naznačuje, že urychlené znovuotevření ekonomiky může být kontraproduktivní jak ze zdravotnického, tak z ekonomického hlediska.

Tomu, že rychlé rozvolnění opatření není ideální cestou k návratu ekonomiky do předkrizového stavu, napovídají i výsledky zkoumání uvolnění opatření a znovuotevření podniků. Zjišťujeme, že efekt uvolnění opatření a znovuotevření podniků dle výsledků modelu regresní diskontinuity a modelu rozdílu v rozdílech nebyl statisticky signifikantní.

Zatímco uvolnění opatření tedy na výdaje nemělo značný kauzální efekt, další zkoumaná vládní politika – stimulové šeky – již dle našich regresí výdaje citelně navýšila, a to především v nízkopříjmových okresech. Dle výsledků regresní diskontinuity se výdaje navýšily o více než 10 procentních bodů ve všech skupinách okresů, přičemž zvýšení výdajů bylo menší v okresech s větší zaměstnaností obyvatel ve službách a vyšší mírou nově nakažených. Skutečnost si vysvětlujeme nižší spotřebitelskou důvěrou způsobenou právě horší epidemiologickou situací a rovněž faktem, že podniky služeb byly v té době v naprosté většině okresů uzavřeny.

Závěry našeho zkoumání mohou poskytnout doporučení týkající se vládní politiky. Kvůli pomalejšímu tempu obnovy v *Rapid Pullback* státech varujeme před přílišným rychlým rozvolněním opatření. Rizik, které s sebou ukvapené rozvolnění přináší, jsme byli svědky i u nás, v České republice, kdy po uvolnění opatření v první polovině roku 2020 došlo na začátku podzimu ke značnému zhoršení epidemiologického stavu. Podobný scénář se odehrál v prosinci 2020, kdy vláda nechala otevřené podniky i přes nepříznivě se vyvíjející zdravotnickou situaci,

což ji v lednu donutilo opětovně zavést přísná opatření. Přísný lockdown následně tvrdě zasáhl i ekonomiku, která se v prvním kvartále roku 2021 meziročně propadla o 2,1 %.

Zároveň pochybujeme, zda další vlna stimulových šeků pomůže dostat americkou ekonomiku do předkrizového stavu, jelikož nízkopříjmové domácnosti, u kterých měly šeky největší efekt, své výdaje již navýšili na předkrizovou úroveň. V ekonomice se však stále vyskytuje celá řada problémů, jako nízká zaměstnanost nízkopříjmových zaměstnanců, které nelze odstranit jednorázovými transferovými platbami. Ke skutečnému návratu do normálu bude spíše potřeba obnovit spotřebitelskou, aby došlo k obnovení výdajů za statky, na kterých spotřebitelé nadále utrácejí méně – především za služby. To by následně navýšilo i podnikatelskou důvěru a vedlo ke znovu nabírání zaměstnanců. Vlády po celém světě by tak měly učinit, co je v jejich silách, aby dosáhly obnovení spotřebitelské a podnikatelské důvěry.

Ohledně našeho zkoumání máme hned několik pochyb. Hlavní pochybností, kterou máme je, do jaké míry byl vztah mezi faktory a výdaji kauzální. Zajímá nás například, zda větší snížení výdajů bohatými obyvateli bylo skutečně způsobeno většími obavami. Dalším možným vysvětlením je to, že své výdaje omezovali stejným způsobem jako ostatní skupiny, přičemž omezení výdajů u nich bylo větší kvůli tomu, že větší část jejich výdajů není esenciálních. Myslíme si tedy, že by bylo záhodno provést detailnější analýzu na základě faktorů, která by byla schopna lépe určit, do jaké míry byl rozdíl dopadu pandemie způsoben rozdílným chováním skupin.

Dále je možné, že efekt uvolnění opatření nebyl dle výsledků regresní diskontinuity statisticky signifikantní z toho důvodu, že jeho signalizační efekt působil již v týdnech před samotnou změnou nařízení. Změna výdajů v měsíci po změně nařízení by tak oproti týdnu změny nařízení nebyla zdaleka tak podstatná. Bohužel však nejsme schopni signalizační efekt oznámení uvolnění opatření zachytit.

K dalšímu zkoumání předkládáme hned několik otázek. Tou první je, jak konkrétně se spotřebitelská důvěra vyvíjela v závislosti na obavách z pandemie a nejistotě jí způsobenou. Jako zajímavá se jeví i otázka účinnosti politiky stimulových šeků. Přestože je z našeho zkoumání jasně patrné, že šeky splnily svůj cíl navýšení spotřebitelských výdajů, vznášíme pochyby ohledně toho, zda byla tato politika ideální. Domníváme se, že by byla efektivnější, byla-li by lépe cílená na domácnosti, které se potýkaly s výpadkem příjmů.

K zodpovězení otázky, zda bylo snížení výdajů skutečně především dobrovolné a způsobeno propadem důvěry, a nikoliv vládními omezeními, by pak bylo záhodno zjistit, jaký byl efekt nařízení opatření, a zda byl tento efekt vůči uvolnění opatření asymetrický či nikoliv.

Konečně se jako velmi zajímavé jeví zkoumání signalizačního efektu stimulových šeků a uvolnění opatření, kterému se v naší práci věnujeme pouze okrajově. Z vývoje spotřebitelských výdajů v týdnech před zasláním šeků je patrné, že samotné ohlášení této politiky pomohlo zastavit propad výdajů. V našem zkoumání jsme však signalizační efekt nekvantifikovali. Očekáváme, že oznámení uvolnění opatření mohlo mít podobný efekt. O něm však víme ještě mnohem méně, jelikož nedisponujeme daty ohledně času, kdy bylo uvolnění v jednotlivých státech oznámeno. Domníváme se ale, že pokud bychom byli schopni signalizační efekt zachytit v našich regresích, byl by kauzální efekt uvolnění opatření mnohem podstatnější.

## 7 SEZNAM OBRÁZKŮ A TABULEK

### 7.1 Seznam Obrázků

Obr. 2: Výdaje oproti lednovému období v období původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu .....	23
Obr. 1: Průměrná týdenní změna <i>SpendAll</i> v době původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu .....	23
Obr. 3: Výdaje oproti lednovému období v okresech rozdělených dle politických preferencí	25
Obr. 4: Průměrné týdenní snížení výdajů v době původního propadu v okresech rozdělených dle příjmu a zaměstnanosti ve službách .....	26
Obr. 5: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v předchozím týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí .....	27
Obr. 6: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>CumulativeDrop</i> pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné.....	31
Obr. 7: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> a <i>ChangeVsLastWeek</i> na <i>WeekAfterRecovery</i> v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí .....	33
Obr. 8: Průměrná hodnota <i>ChangeVsLastWeek</i> v době obnovy pro okresy rozdělené na základě politických preferencí.....	35
Obr. 8: Průměrná hodnota <i>ChangeVsLastWeek</i> v době obnovy pro okresy rozdělené na základě politických preferencí.....	<b>Error! Bookmark not defined.</b>

Obr. 9: Průměrná týdenní změna <i>SpendAll</i> v době obnovy v okresech rozdělených na základě státní politiky .....	36
Obr. 10: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> na decil míry nově nakažených době obnovy v okresech rozdělených na základě státní politiky .....	37
Obr. 11: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> na decil míry nově nakažených době obnovy v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí .....	40
Obr. 12: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v předchozím týdnu a <i>GovernmentResponseIndex</i> v okresech rozdělených na základě příjmu .....	42
Obr. 13: Koeficienty pro <i>NewCaseRate07DA</i> v příštím týdnu na <i>SpendAll</i> a <i>GovernmentResponseIndex</i> v okresech rozdělených na základě příjmu .....	43
Obr. 14: Koeficienty $\beta_1$ pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu .....	49
Obr. 15: Koeficienty $\beta_1$ pro zaslání šeků pro <i>ChangeVsLastWeekSpend</i> pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu .....	50
Obr. 16: Průměrná hodnota <i>SpendAll</i> v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu v období zasílání šeků .....	51
Obr. 17: Průměrná hodnota <i>ChangeVsLastWeekSpend</i> v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu v období zasílání šeků .....	51
Obr. 18: Koeficient $\beta_1$ pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle politických preferencí .....	53
Obr. 19: Průměrná hodnota <i>SpendAll</i> v období zasílání šeků v okresech rozdělených dle politických preferencí .....	53
Obr. 20: Průměrná hodnota <i>ChangeVsLastWeekSpend</i> v období zasílání šeků v okresech rozdělených dle politických preferencí .....	54
Obr. 21: Koeficienty $\beta_1$ pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle zaměstnanosti ve službách .....	55
Obr. 23: Koeficienty $\beta_1$ pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro časové období trvající devět týdnů v okresech rozdělených dle <i>NewCaseRateDecile</i> v čase zaslání šeků .....	57
Obr. 24: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>ChangeAfterReopening</i> pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné v okresech, ve kterých byla uzavřena pouze některá odvětví .....	65

Obr. 25: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>ChangeAfterReopening</i> pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné v okresech, ve kterých byly otevřeny pouze nezbytné podniky .....	65
Obr. 26: Koeficienty pro <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v době zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po uvolnění opatření v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí.....	66
Obr. 27: Průměrná hodnota <i>SpendAll</i> v Alabamě, Mississippi a Spojených státech v období během uvolnění opatření v Alabamě.....	70
Obr. 28: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>ChangeAfterBusinessReopening</i> pro okresy nacházející se ve 25. a 75. percentilu dle dané proměnné (hodnoty pro okresy s doporučením nevycházet jsou vlevo, hodnoty pro okresy s karanténními opatřeními vpravo).....	74
Obr. 29: Koeficient pro <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v předchozím týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí a opatření týkajících se volného pohybu (hodnoty pro okresy s laxnějšími opatřeními vlevo, hodnoty pro okresy s přísnějšími opatřeními vpravo).....	78
Obr. 30: Koeficient $\beta_1$ pro znovuotevření podniků na změnu výdajů oproti předchozímu týdnu pro tři různě dlouhá období v okresech rozdělených dle příjmu .....	80

## 7.2 Seznam Tabulek

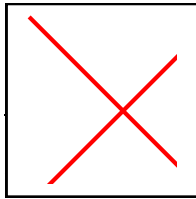
Tabulka 1: Ukázková tabulka výsledků Grangerova testu kauzality .....	19
Tabulka 2: Ukázková tabulka, na které popisujeme vynášení výsledků .....	21
Tabulka 3: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu <i>SpendAll</i> v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí.....	22
Tabulka 4: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v minulém týdnu pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí .....	28
Tabulka 5: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v minulém týdnu pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí .....	29
Tabulka 6: Výsledky mnohonásobné lineární regrese zjišťující závislost <i>CumulativeDrop</i> na jednotlivých faktorech.....	30



Tabulka 7: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu <i>ChangeVsLastWeek</i> během obnovy pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí .....	34
Tabulka 8: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu <i>SpendAll</i> během obnovy pro okresy rozdělené dle příjmu a politických preferencí .....	34
Tabulka 9: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující průměrnou týdenní změnu <i>SpendAll</i> v době obnovy pro okresy rozdělené dle státní politiky .....	36
Tabulka 10: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v okresech rozdělených dle státní politiky .....	37
Tabulka 11: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v minulém týdnu v okresech rozdělených dle státní politiky .....	38
Tabulka 12: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí .....	39
Tabulka 13: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí .....	40
Tabulka 14: Výsledky <i>within</i> regrese zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate07DA</i> v předchozím týdnu a <i>GovernmentResponseIndex</i> v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí .....	42
Tabulka 15: Výsledky <i>within</i> regrese zjišťující závislost <i>NewCaseRate07DA</i> v příštím týdnu na <i>SpendAll</i> a <i>GovernmentResponseIndex</i> v okresech rozdělených dle příjmu .....	43
Tabulka 16: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>ChangeVsLastWeekSpend</i> pro tři různě dlouhá časová období .....	46
Tabulka 17: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období .....	46
Tabulka 18: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>ChangeVsLastWeekSpend</i> pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu .....	49
Tabulka 19: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmového kvartálu .....	49
Tabulka 20: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle politických preferencí .....	53

Tabulka 22: Výsledky regresní diskontinuity pro zaslání šeků pro <i>SpendAll</i> pro 9-ti týdenní časové období v okresech rozdělených dle <i>NewCaseRateDecile</i> v čase zaslání šeků .....	58
Tabulka 23: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost <i>ChangeAfterReopening</i> na jednotlivých faktorech v okresech rozdělených dle opatření týkajících se uzavření podniků .	62
Tabulka 24: Výsledky <i>within</i> regrese zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v době zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po uvolnění opatření v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí.....	66
Tabulka 24: Výsledky <i>within</i> regrese zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v době zahrnující týden uvolnění opatření a čtyři týdny po uvolnění opatření v okresech rozdělených na základě příjmu a politických preferencí.....	66
Tabulka 25: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu a politických preferencí v období po uvolnění opatření.....	67
Tabulka 26: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období .....	68
Tabulka 27: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmu.....	69
Tabulka 28: Výsledky analýzy uvolnění opatření v Alabamě pomocí metody rozdílu v rozdílech .....	70
Tabulka 30: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost <i>ChangeAfterBusinessReopening</i> na jednotlivých faktorech v okresech s doporučením nevycházet .....	73
Tabulka 29: Výsledky vícenásobné regrese zjišťující závislost <i>ChangeAfterBusinessReopening</i> na jednotlivých faktorech v okresech s karanténními opatřeními .....	73
Tabulka 31: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>ChangeAfterBusinessReopening</i> mezi okresy lišícími se v procentu obyvatel zaměstnaných ve službách .....	75
Tabulka 32: Rozdíl v odhadované hodnotě <i>ChangeAfterBusinessReopening</i> mezi okresy lišícími se v míře nově nakažených v týdnu znovuotevření podniků.....	76
Tabulka 33: Výsledky regrese s fixními efekty zjišťující závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRateDecile</i> v předchozím týdnu v době zahrnující týden znovuotevření podniků a čtyři týdny po znovuotevření podniků v okresech rozdělených na základě příjmu, politických preferencí a přísnosti opatření .....	77

Tabulka 34: Výsledky Grangerova testu kauzality zjišťující Grangerovu závislost <i>SpendAll</i> na <i>NewCaseRate</i> v minulém týdnu v okresech rozdělených dle příjmu, politických preferencí a opatření týkajících se volného pohybu v období po znovuotevření podniků.....	78
Tabulka 35: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období .....	79
Tabulka 36: Výsledky regresní diskontinuity pro uvolnění opatření pro <i>SpendAll</i> pro tři různě dlouhá časová období v okresech rozdělených dle příjmu.....	81



## LITERATURA

ri, L., & Eksten, I. S. (2011). Consumption and the Great Recession: An analysis of trends, perceptions, and distributional effects. *Analyses of the Great Recession*.

<sup>ii</sup> CHETTY, Raj, John FRIEDMAN, Nathaniel HENDREN a Michael STEPNER. The Economic Impacts of COVID-19: Evidence from a New Public Database Built Using Private Sector Data. *NBER Working Papers* [online]. USA, 2020, **2020**(Červen), 1-109 [cit. 2020-09-14]. ISSN 0898-2937. Dostupné z: doi:10.3386/w27431

<sup>iii</sup> County Presidential Election Returns 2000-2016. MIT Election Data and Science Lab, 2018, <https://doi.org/10.7910/DVN/VOQCHQ>, Harvard Dataverse, V6, [cit. 2020-09-14]. Dostupné z: UNF:6:ZZe1xuZ5H2I4NUISRcRf8Q== [fileUNF]

<sup>iv</sup> Dong E, Du H, Gardner L. An interactive web-based dashboard to track COVID-19 in real time. *Lancet Inf Dis.* 20(5):533-534. [cit. 2021-02-10] Dostupné z: doi: 10.1016/S1473-3099(20)30120-1

<sup>v</sup> COVID-19 Data Repository by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University. [cit. 2021-02-10] Dostupné z: <https://github.com/CSSEGISandData/COVID-19>.

<sup>vi</sup> Current Population Survey, 2019 Annual Social and Economic (ASEC) Supplement conducted by the Bureau of the Census for the Bureau of Labor Statistics. – Washington: U.S. Census Bureau, 2019. [cit. 2021-02-10] Dostupné z: <https://www.census.gov/programs-surveys/cps.html>

<sup>vii</sup> Hale, Thomas, Thomas Bobby, Noam Angrist, Emily Cameron-Blake, Laura Hallas, Beatriz Kira, Saptarshi Majumdar, Anna Petherick, Toby Phillips, Helen Tatlow, Samuel Webster. “Variation in Government Responses to COVID19” Version 9.0. Blavatnik School of Government Working Paper. 10. prosince 2020. [cit. 2021-02-10] Dostupné z: [www.bsg.ox.ac.uk/covidtracker](http://www.bsg.ox.ac.uk/covidtracker)

<sup>viii</sup> Hale, Thomas, Thomas Bobby, Noam Angrist, Emily Cameron-Blake, Laura Hallas, Beatriz Kira, Saptarshi Majumdar, Anna Petherick, Toby Phillips, Helen Tatlow, Samuel Webster (2020). Oxford COVID-19 Government Response Tracker, Blavatnik School of Government. [cit. 2021-02-10] Dostupné z: [www.bsg.ox.ac.uk/covidtracker](http://www.bsg.ox.ac.uk/covidtracker)

<sup>ix</sup> *Lineární regresní model (VJ REGMOD-2)* [online]. Brno: Masarykova Univerzita, 2010 [cit. 2021-02-10]. Dostupné z: [https://is.muni.cz/www/98951/41610771/43823411/43823458/Analyza\\_a\\_hodnoc/46097316/textVJ02\\_linreg.pdf](https://is.muni.cz/www/98951/41610771/43823411/43823458/Analyza_a_hodnoc/46097316/textVJ02_linreg.pdf)

<sup>x</sup> HANIFI, A. a Thomas LEMIEUX. Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics* [online]. 2008, 21. května 2007, **142**(2), 615-635 [cit. 2021-01-10]. Dostupné z: doi:<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>

<sup>xi</sup> CALLAWAY, Brantly a Pedro SANT’ANNA. *Difference-in-Differences with Multiple Time Periods* [online]. 1. prosince 2020 [cit. 2021-02-10]. Dostupné z: [https://pedrohcg.github.io/files/Callaway\\_SantAnna\\_2020.pdf](https://pedrohcg.github.io/files/Callaway_SantAnna_2020.pdf)

<sup>xii</sup> HORÁK, Petr. Návrh metodiky pro provádění kontrafaktuálních analýz s pilotním ověřením. *Technologická agentura ČR* [online]. 2016, 2016 [cit. 2021-01-15]. Dostupné z:

---

[https://www.tacr.cz/dokums\\_raw/projekty/KA3%20-%20Kontrafaktu%C3%A1ln%C3%AD%20anal%C3%BDza.pdf](https://www.tacr.cz/dokums_raw/projekty/KA3%20-%20Kontrafaktu%C3%A1ln%C3%AD%20anal%C3%BDza.pdf)

<sup>xiii</sup> GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometria* [online]. 1969, 1969, **37**(3), 424-438 [cit. 2020-12-10]. Dostupné z: [doi:https://doi.org/10.2307/1912791](https://doi.org/10.2307/1912791)

<sup>xiv</sup> Kalina, J., Sloupová, K., Vérteši, M., Správným směrem [online]. Jiří Kalina, 2014 [cit. 2020-12-10]  
Dostupné z: <http://spravnym.smerem.cz/Tema/Granger%C5%AFv%20test>.

<sup>xv</sup> *The Economist/YouGov Poll* [online]. USA: YouGov, 2020 [cit. 2021-11-24]. Dostupné z: <https://docs.cdn.yougov.com/pwwefjdnspeconTabReport.pdf>

<sup>xvi</sup> HARRIS, Karen. Young, Wealthy and Worried: How Americans Perceive the Pandemic. *Bain* [online]. New York: Bain, 2020, 14. června 2020 [cit. 2020-12-04]. Dostupné z: <https://www.bain.com/insights/young-wealthy-worried-americans-perceive-pandemic-snap-chart/>

<sup>xvii</sup> DE BRUIN, Bruine, Htay-Wah SAW a Dana GOLDMAN. Political polarization in US residents' COVID-19 risk perceptions, policy preferences, and protective behaviors. *Journal of Risk and Uncertainty* volume [online]. 2020, 13. říjen 2020, 2020(61), 177-194 [cit. 2021-03-01]. Dostupné z: [doi:https://doi.org/10.1007/s11166-020-09336-3](https://doi.org/10.1007/s11166-020-09336-3)

<sup>xviii</sup> ALLCOTT, Hunt, Levi BOXELL, Jacob CONWAY, Matthew GENTZKOW, Michael THALER a David YANG. Polarization and Public Health: Partisan Differences in Social Distancing during the Coronavirus Pandemic. *NBER Working Papers* [online]. 2020 [cit. 2020-10-16]. Dostupné z: [doi:10.3386/w26946](https://doi.org/10.3386/w26946)

<sup>xix</sup> JONES, Chuck. Consumer Confidence Is Still In The Dumpster. *Forbes* [online]. USA: Forbes, 2020 [cit. 2020-11-20]. Dostupné z: <https://www.forbes.com/sites/chuckjones/2020/08/28/consumer-confidence-is-still-in-the-dumpster/?sh=47ddeda2407>

<sup>xx</sup> Gollwitzer, A., Martel, C., Brady, W.J. *et al.* Partisan differences in physical distancing are linked to health outcomes during the COVID-19 pandemic. *Nat Hum Behav* **4**, 1186–1197 2020. [cit. 2020-12-16]. Dostupné z: <https://doi.org/10.1038/s41562-020-00977-7>

<sup>xxi</sup> *The political profile of congressional districts hard hit by COVID-19 has changed substantially since spring* [online]. USA: Pew Research center, 2020 [cit. 2021-11-21]. Dostupné z: [https://www.pewresearch.org/politics/2020/12/08/the-changing-geography-of-covid-19-in-the-u-s/pp\\_2020-12-08\\_covid-geography\\_de-02/](https://www.pewresearch.org/politics/2020/12/08/the-changing-geography-of-covid-19-in-the-u-s/pp_2020-12-08_covid-geography_de-02/)

<sup>xxii</sup> HOLTZBLATT, Janet a Michael KARPMAN. Who Did Not Get the Economic Impact Payments by Mid-to-Late May, and Why?: Findings from the May 14–27 Coronavirus Tracking Survey. *Urban Institute* [online]. Washington DC, 2020, (Červenec) [cit. 2021-02-10]. Dostupné z: [https://www.urban.org/sites/default/files/publication/102565/who-did-not-get-the-economic-impact-payments-by-mid-to-late-may-and-why\\_0.pdf](https://www.urban.org/sites/default/files/publication/102565/who-did-not-get-the-economic-impact-payments-by-mid-to-late-may-and-why_0.pdf)

<sup>xxiii</sup> CARES Act. In: *Wikipedia: the free encyclopedia* [online]. San Francisco (CA): Wikimedia Foundation, 2001- [cit. 2021-01-19]. Dostupné z: [https://en.wikipedia.org/wiki/CARES\\_Act](https://en.wikipedia.org/wiki/CARES_Act)

<sup>xxiv</sup> BAKER, Scott, Nicholas BLOOM, Steven DAVIS a Stephen TERRY. COVID-Induced Economic Uncertainty. *NBER Working Papers* [online]. USA: NBER, 2020, **Duben** (26983) [cit. 2021-12-11]. Dostupné z: [doi:10.3386/w26983](https://doi.org/10.3386/w26983)

<sup>xxv</sup> Gollwitzer, A., Martel, C., Brady, W.J. *et al.* Partisan differences in physical distancing are linked to health outcomes during the COVID-19 pandemic. *Nat Hum Behav*, 2020, **4**, 1186–1197. [cit. 2021-11-19]. Dostupné z: <https://doi.org/10.1038/s41562-020-00977-7>

<sup>xxvi</sup> BAKER, Scott, R. A. FARROKHANIA, Steffen MEYER, Michaela PAGEL a Constantine YANNELIS. How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption During the 2020 COVID-19

---

Pandemic. *NBER Working Papers* [online]. USA, 2020, **Duben**(26949) [cit. 2021-01-01]. Dostupné z: doi:10.3386/w2694

<sup>xxviii</sup> Baker, Scott R. and Farrokhnia, R. and Meyer, Steffen and Pagel, Michaela and Yannelis, Constantine, Income, Liquidity, and the Consumption Response to the 2020 Economic Stimulus Payments (15. Zář 2020). University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper No. 2020-55. [cit. 2021-01-26]. Dostupné z: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3587894> nebo <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3587894>

<sup>xxix</sup> COIBION, Olivier, Yuriy GORODNICHENKO a Michael WEBER. How Did U.S. Consumers Use Their Stimulus Payments? *NBER: Working Paper Series*. USA, 2020, **2020**(27693). Dostupné z: doi:10.3386/w27693

<sup>xxx</sup> National Income and Product Accounts. *Bureau of Economic Analysis* [online]. USA: Bureau of Economic Analysis, 2020 [cit. 2021-02-10]. Dostupné z: <https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=19&step=2#reqid=19&step=2&isuri=1&1921=survey>