

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY

Evidenčné číslo: 103005/I/2020/36069194040025348

Finančná dostupnosť bývania na Slovensku
Diplomová práca

2020

Marián Trembáč

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY

Finančná dostupnosť bývania na Slovensku

Diplomová práca

Študijný program: Štatistické metódy v ekonómii

Študijný odbor: Ekonómia a manažment

Školiace pracovisko: Katedra štatistiky

Vedúci záverečnej práce: doc. RNDr. Viera Labudová, PhD.

Bratislava 2020

Marián Trembáč

Čestné vyhlásenie

Čestne vyhlasujem, že záverečnú prácu som vypracoval samostatne s použitím citovaných zdrojov, a že som uviedol všetku použitú literatúru.

Dátum: 12.04.2020

vlastnoručný podpis

Pod'akovanie

Za odbornú pomoc, čas, pripomienky a cenné rady pri vypracovaní diplomovej práce by som sa chcel srdečne poďakovať mojej školiteľke doc. RNDr. Viere Labudovej, PhD.

Abstrakt

TREMBÁČ, Marián: *Finančná dostupnosť bývania na Slovensku*. – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky; Katedra štatistiky. – Vedúci záverečnej práce: doc. RNDr. Viera Labudová, PhD. – Bratislava: FHI EU, 2020, 76 s. V práci sa venujeme finančnej dostupnosti bývania. V úvodnej časti uvádzame rôzne koncepty merania dostupnosti bývania. Opisujeme meranie finančnej dostupnosti bývania v EÚ cez mieru zaťaženia nákladmi na bývanie. V praktickej časti sme pomocou modelu logistickej regresie identifikovali faktory (vlastnosti osôb a domácností), ktoré štatisticky významne vplyvajú na zaťaženie nákladmi na bývanie na Slovensku. Okrem logistickej regresie sme využili výsledky chí-kvadrát testu nezávislosti premenných a veľkosti mier závislosti. Všetky výpočty boli realizované na databázach individuálnych údajov pochádzajúcich zo zisťovania EU SILC pre roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017. Databázy nám boli pre potreby práce poskytnuté Štatistickým úradom SR a spracované boli v safe centre tejto inštitúcie. Výsledky modelov, vytvorených pre šesť rokov zisťovania boli porovnané na základe hodnôt odhadnutých pomerov šancí. V práci sme použili SAS Enterprise Guide. Vzhľadom na veľké množstvo výpočtov (modely pre šesť rokov, uskutočnených 53 chí-kvadrát testov), ktorých výsledky sú podkladom pre hodnotenie, značnú časť výstupov sme presunuli do príloh tejto práce.

Kľúčové slová: finančná dostupnosť bývania, EU SILC, model logistickej regresie, chí-kvadrát test nezávislosti

Abstract

TREMBÁČ, Marián: *Housing affordability in Slovakia*. – University of Economics in Bratislava. Faculty of Economics Informatics; Department of Statistics. – Supervisor of the thesis: doc. RNDr. Viera Labudová, PhD. – Bratislava: FHI EU, 2020, 76 p. In this work we are dealing with housing affordability in Slovakia. In the introduction part we present various concepts of measuring of housing affordability. We describe the measurement of the housing affordability in the EU through housing cost overburden rate. In the practical part we have identified the factors (characteristics of persons and households), which statistically significantly affect the housing cost overburden in Slovakia using the model of logistic regression. In addition to logistic regression, we used chi-square test results of variable independence and magnitude of measures of dependence. All calculations were carried out on databases of individual data originating from the survey of the EU SILC for the years 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 and 2017. The databases were provided to us by the Statistical Office of the Slovak Republic for work and were processed in the safe center of this institution. The results of the models developed for the six-year survey were compared on the basis of estimated odds ratios. We used SAS Enterprise Guide. Due to the large number of calculations (models for 6 years, 53 tests of chi-square), the results of which are the basis for the evaluation, a large part of the outputs have been moved to the annexes of this work.

Keywords: housing affordability, EU SILC, logistic regression model, Chi - square test of independence

Obsah

Zoznam tabuliek	8
Zoznam obrázkov	9
Úvod	10
1 Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí	12
1.1 Koncepty finančnej dostupnosti bývania	14
1.2 Meranie cenovej dostupnosti bývania	15
1.2.1 Prístupy k meraniu cenovej dostupnosti bývania	15
1.3 Zaťaženosť nákladmi na bývanie	17
2 Cieľ práce	19
3 Metodika práce a metódy skúmania	20
3.1 Zdroje údajov	20
3.1.1 Opis databázy	20
3.1.2 Úprava databázy	21
3.2 Použité metódy	28
3.2.1 Meranie závislosti medzi kategoriálnymi premennými	28
3.2.2 Model logistickej regresie	30
4 Výsledky práce a diskusia	33
4.1 Výsledky modelu logistickej regresie pre rok 2017	33
4.2 Model logistickej regresie pre roky 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016	40
Záver	56
Zoznam použitej literatúry	58
Zoznam príloh	61

Zoznam tabuliek

Tabuľka 3.1: Počet opytovaných osôb a domácností v jednotlivých databázach EU SILC

Tabuľka 3.2: Počet spracovávaných a vylúčených riadkov v použitých databázach EU SILC

Tabuľka 4.1: Rozdelenie osôb podľa zaťaženia nákladmi na bývanie

Tabuľka 4.2: Test štatistickej významnosti hlavných efektov modelu logistickej regresie

Tabuľka 4.3: Test významnosti modelu ako celku

Tabuľka 4.4: Odhad parametrov a pomerov šancí modelu logistickej regresie za rok 2017

Tabuľka 4.5: Miera zaťaženia nákladmi na bývanie na Slovensku v rokoch 2007 až 2017

Tabuľka 4.6: Hodnoty Cramerovho V , chí-kvadrát štatistiky a Waldovej štatistiky

Tabuľka 4.7: Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2007

Tabuľka 4.8: Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2008

Tabuľka 4.9: Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2009

Tabuľka 4.10: Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2011

Tabuľka 4.11: Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2016

Zoznam obrázkov

Obrázok 3.1: Kontingenčná tabuľka

Obrázok 4.1: Intervaly spoľahlivosti pre pomer šancí modelu logistickej regresie pre rok 2017

Obrázok 4.2: Miera zaťaženia nákladmi na bývanie na Slovensku v rokoch 2007 až 2017

Obrázok 4.3: Hodnoty Cramerovho V pre premenné s najväčším vplyvom na Zaťaženie nákladmi na bývanie (2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017)

Obrázok 4.4: Hodnoty Cramerovho V pre premenné s najnižším vplyvom na Zaťaženie nákladmi na bývanie (2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017)

Obrázok 4.5: Odhady pomeru šancí pre kategóriu nie chudobných voči chudobným v období rokov 2007 - 2017

Obrázok 4.6: Odhady pomerov šancí pre kategórie (umelé premenné) premennej Typ domácnosti (2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017)

Obrázok 4.7: Odhad pomerov šancí pre kategórie (umelé premenné) premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity v období rokov 2007 - 2017

Úvod

Bývanie je koncept prítomný v evolúcii človeka už od počiatku jeho existencie. Je to základná životná potreba, ktorá ovplyvňuje aj ďalšie aspekty ľudského života i života v spoločnosti. Keď použijeme optiku psychológie, do popredia vstupuje koncept hierarchie potrieb, ktorý zostrojil autor Roger Maslow v roku 1943. Táto tzv. pyramída potrieb, reprezentuje dôležitosť všetkých potrieb človeka v zostupnom poradí. Na najnižších priečkach sú zastúpené fyziologické potreby, medzi ktoré patrí aj bývanie a pocit bezpečia. Bývanie môžeme teda chápať ako jednu z najzákladnejších ľudských potrieb, ktorá musí byť naplnená aby sa človek mohol uspokojivo realizovať aj v ďalších oblastiach svojho života (Boeree, 2006).

Bývanie nie je len životnou nevyhnutnosťou. Trendom posledných rokov sa stáva vnímanie bývania ako životného štýlu, ktorý okrem uspokojenia potrieb bývania pokrýva aj ekonomické, sociálne a vzdelávacie potreby človeka. Zabezpečenie adekvátneho súkromia, hygieny a bezpečnosti je dôležité pre spokojnosť a primeranú životnú úroveň jedinca, prispieva k duševnému a fyzickému blahobytu ľudí (Mulliner, 2012).

Stone vníma bývanie ako východiskový bod, ktorý dokonca určuje aj náš prístup k pracovným miestam, službám a vzdelaniu. V dôsledku toho môže pozitívne či negatívne ovplyvniť produktivitu práce a dosahovanie vzdelávacích výsledkov jednotlivca. Preto by malo byť v záujme štátu vytvárať také podmienky, aby sa bývanie stalo dostupným pre čo najširšie skupiny obyvateľstva. Kvalita bývania obyvateľov sa totiž odráža na hospodárskom, environmentálnom a sociálnom zdraví spoločnosti a ďalšom rozvoji štátu. (Mulliner, 2012).

Hlavným cieľom tejto práce bola identifikácia faktorov, ktoré ovplyvňujú finančnú dostupnosť bývania na Slovensku a vytvorenie modelu na odhad pravdepodobnosti, že jedinec bude zaťažený nákladmi na bývanie. Úlohy pre splnenie tohto cieľa boli riešené na databázach zisťovania EU SILC, ktoré boli pre potreby tejto práce poskytnuté Štatistickým úradom SR.

Práca je rozčlenená do štyroch kapitol. Prvá kapitola je venovaná opisu súčasného stavu riešenej problematiky u nás aj vo svete. Na začiatku tejto kapitoly sme sa okrem stručného opisu historického kontextu vo vývoji bytovej politiky na Slovensku, venovali rozdielom medzi celkovou (fyzickou) a finančnou (cenovou) dostupnosťou bývania. V tejto kapitole uvádzame aj rôzne pohľady autorov na finančnú dostupnosť bývania a

viaceré prístupy k jej hodnoteniu a meraniu. V závere tejto časti je definovaný spôsob merania finančnej dostupnosti bývania podľa metodiky Eurostatu.

V druhej kapitole je vymedzený cieľ práce.

Tretia kapitola je venovaná opisu a úprave použitej databázy. Jej súčasťou je aj opis metód, použitých v praktickej časti práce.

Štvrtá kapitola obsahuje výsledky praktickej časti. Podrobne sú opísané výsledky modelu logistickej regresie pre rok 2017. Modely vytvorené pre roky 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016 boli porovnané na základe vývoja pomeru šancí pre tie premenné, ktoré boli štatisticky významnými vo všetkých sledovaných obdobiach. Všetky výpočty boli realizované na databázach individuálnych údajov pochádzajúcich zo zisťovania EU SILC, ktoré nám pre potreby práce poskytol Štatistický úrad SR a spracované boli v safe centre tejto inštitúcie. V práci sme použili SAS Enterprise Guide. Vzhľadom na rozsiahlosť výpočtov, ktorých výsledky sú podkladom pre hodnotenie, značnú časť výstupov sme presunuli do príloh tejto práce.

1 Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí

Fenomén dostupnosti bývania môže byť vnímaný ako fyzická dostupnosť a ako finančná dostupnosť bývania.

Podľa Valentovej a Kohouta (1997) môže byť dostupnosť bývania skúmaná z dvoch hľadísk. Celková dostupnosť bývania (*availability*), označovaná aj ako fyzická dostupnosť bývania, vyjadruje vzťah medzi počtom obyvateľstva a veľkosťou bytového fondu, ktorý je dostupný a spôsobilý pre bývanie. Fyzická dostupnosť pramení z predpokladu, že jedna domácnosť by mala obývať samostatnú bytovú jednotku a táto možnosť by pre domácnosť mala byť zabezpečená.

Finančná dostupnosť (*affordability*) je charakterizovaná ako schopnosť domácnosti zaplatiť si adekvátne bývanie. Finančnú dostupnosť bývania môžeme sledovať cez pomer príjmov domácností a cien nehnuteľností alebo cez pomer príjmov domácností a ich pravidelných nákladov na bývanie (Valentová, Kohout, 1997).

V súlade s cieľom práce sa budeme zaoberať problematikou finančnej dostupnosti bývania. Pre pochopenie vývoja dostupnosti bývania, posudzovanej najmä z finančného hľadiska, je potrebné venovať sa aj spoločensko-historickému kontextu vo vývoji bytovej politiky na území Slovenskej republiky.

Do roku 1989 bola Slovenská republika krajinou, v ktorej panovala centrálna plánovaná ekonomia. Bytová politika na Slovensku bola taktiež centralizovaná a riadená štátom. To znamená, že štát zabezpečoval ubytovanie pre všetkých obyvateľov. Ku všetkým bytovým jednotkám boli štátom zabezpečené aj energie, voda a služby spojené s bývaním. Štát zodpovedal aj za administratívny systém a distribúciu obytných jednotiek (Špírková, 2018).

Politické zmeny po roku 1989 priniesli nielen legislatívne reformy, ale došlo najmä ku zmene z centralizovaného hospodárstva na trhovú ekonomiku. V 90-tych rokoch 20. storočia sa bytová politika zameriavala na podporu vlastníkov bytov, prebiehal proces privatizácie a systém sa odklonil od centrálnej regulácie k deregulácii systému (Špírková, 2018).

Ekonomický systém v súčasnej dobe prenecháva obyvateľom voľnosť pri výbere bývania, avšak cena nehnuteľností je podmienená trhom. Vďaka tomu dochádza k diferenciacii spoločnosti v jej prístupe ku bývaniu a to na základe príjmu, vzdelanostnej

úrovne či profesie. Táto diferenciácia môže ovplyvniť kvalitu bývania a tým aj kvalitu života samotných obyvateľov.¹

Zodpovednosť za zabezpečenie vlastného bývania je v Slovenskej republike prenechaná občanovi. Aby mohli domácnosti bývať adekvátne k ich príjmovej situácii, je poslaním štátu vytvárať stabilné trhové prostredie, uspokojujúce dopyt i ponuku všetkých vrstiev obyvateľstva. K tomu, aby štát zvýšil životnú úroveň občanov a vytvoril dostupné podmienky pre bývanie, využíva niekoľko nástrojov na rozvoj bývania. Môžeme ich rozdeliť na priame a nepriame.²

Medzi priame nástroje patria zákony:

- Zákon č. 443/2010 Z. z. – Zákon o dotáciách na rozvoj bývania a o sociálnom bývaní reguluje dotácie na nájomné byty, dotuje technickú vybavenosť a prispieva na odstránenie systémových porúch bytových domov,
- Zákon č. 150/2013 Z. z. – Zákon o Štátnom fonde rozvoja bývania poskytuje zvýhodnené úvery Štátneho fondu na rozvoj bývania, zaoberajúcim sa najmä obstarávaním nájomných bytov, obnovou bytového fondu aj výstavbou sociálnych zariadení.

Nepriamymi nástrojmi sú:

- Zákon č. 483/2001 Z. z. – Zákon o bankách a o zmene a doplnení niektorých zákonov upravuje podmienky pre vyplácanie štátneho príspevku k hypotekárnym úverom na bývanie,
- Zákon č. 310/1992 Zb. – Zákon Slovenskej národnej rady o stavebnom sporení: ku stavebnému sporeniu je poskytnutá štátna prémie za účelom zlepšenia podmienok sporiteľa,
- Program štátnej podpory obnovy bytového fondu, ktorý je realizovaný formou bankových záruk za úvery.³

¹Spracované podľa: https://www.slovensko.sk/sk/agendy/agenda/_bytova-politika-a-byvanie578[cit. 17.12.2019].

²Spracované podľa: https://www.slovensko.sk/sk/agendy/agenda/_bytova-politika-a-byvanie578[cit. 17.12.2019].

³Spracované podľa: https://www.slovensko.sk/sk/agendy/agenda/_bytova-politika-a-byvanie578[cit. 17.12.2019].

1.1 Koncepty finančnej dostupnosti bývania

Na fenomén finančnej dostupnosti bývania je možné nahliadnuť cez optiku rôznych autorov, ktorí sa zaoberajú touto problematikou.

MacLennan a Williams (1990) uvádzajú definíciu, ktorá charakterizuje dostupnosť bývania všeobecne a taktiež sa považuje za najcitovanejšiu:

„Pri dostupnosti bývania ide o zabezpečenie určitého štandardu bývania za nájomné alebo cenu, ktorá je primeraná k príjmu domácnosti a nepredstavuje v očiach tretej strany (zvyčajne vlády) neprimerané zaťaženie pre domácnosť a jej ďalšie potreby“ (citované podľa Whitehead, 1991).

Torluccio a Dorakh (2011) definujú dostupnosť bývania ako schopnosť jednotlivca kúpiť si bývanie alebo nehnuteľnosť.

Mostafa, Wong a Hui (2006) uvádzajú nielen to, že jedinec musí mať možnosť šetriť si a byť schopný kúpiť si bývanie, ale súčasne musí byť schopný platiť ďalšie výdavky spájajúce sa s bývaním na mesačnej báze.

Hancock (1993) nazerá na dostupnosť bývania cez koncept oportunitných (alternatívnych) nákladov, ktoré sú jeho základom. Nato, aby subjekt bol majiteľom vybranej nehnuteľnosti, musí zanechať iné dôležité položky v jeho výdavkoch.

Quan a Hill (2009) volia pri analýze dostupnosti bývania tri rôzne prístupy. Tie sú založené na kúpyschopnosti, schopnosti splácania a dostupnosti príjmu.

Koncept kúpyschopnosti posudzuje to, či si domácnosť môže kúpiť nehnuteľnosť alebo či si môže požičať dostatok finančných prostriedkov potrebných na realizáciu kúpy.

Koncept schopnosti splácania skúma, či je domácnosť schopná uhrádzať náklady na bývanie a berie do úvahy aj to, či domácnosť platí hypotéku, a teda či existuje ťarcha na danej nehnuteľnosti.

Tieto dva prístupy zahŕňajú aj obsiahlejšie parametre ako napr. pomer splátok hypotéky k príjmu, či dĺžka hypotéky a iné.

Koncept dostupnosti príjmu je založený na jednoduchom meraní pomeru aktuálneho príjmu domácnosti a ceny bývania (Gan a Hill, 2009).

Podľa Stone (2006) patrí bývanie do sociálnej a materiálnej sféry, ktoré je fundamentálnou súčasťou ľudskej spoločnosti. Domácnosť predstavuje základnú jednotku

bývania a je spojená s individuálnou sociálno-ekonomickou situáciou jednotlivcov. Každá domácnosť čelí výzve hospodárneho použitia príjmov, pričom položka náklady na bývanie je označovaná ako primárna zo všetkých výdavkov domácnosti. Vzťah medzi príjmom a nákladmi na bývanie charakterizuje Stone ako dostupnosť bývania.

Pohľady autorov sa líšia v tom, čo všetko spadá do problematiky dostupnosti bývania. Ústredným motívom, ktorý sa opakuje, je vzťah medzi príjmami a nákladmi na bývanie. Väčšina autorov sa taktiež zhoduje v tom, že bývanie predstavuje základný výdavok a do veľkej miery ovplyvňuje aj kvalitu života jedinca.

1.2 Meranie cenovej dostupnosti bývania

V tejto časti prinášame prehľad najpoužívanějších prístupov k meraniu cenovej dostupnosti bývania.

1.2.1 Prístupy k meraniu cenovej dostupnosti bývania

V súčasnosti sa na problematiku finančnej dostupnosti bývania (*housing affordability*) sústreďuje väčšia pozornosť tak teoretikov ako aj odborníkov z oblasti praxe než je tomu pri fyzickej dostupnosti bývania. Problém fyzickej dostupnosti bývania bol dominantným hlavne v skorom povojnovom období.

Finančná dostupnosť bývania je jedným z reprezentantov finančných možností obyvateľstva. Pre pochopenie tohto pojmu je potrebné prihliadať na vzájomný vzťah medzi príjmami domácnosti a jej nákladmi na bývanie. Bývanie možno považovať za dostupné v prípade, že náklady na bývanie sú „priateľné“ vo vzťahu ku príjmu domácnosti.

Stone (2006) vyjadruje vzťah medzi príjmom domácnosti a nákladmi na bývanie dvojako: cez ich pomer a cez ich rozdiel. Tieto dva spôsoby porovnávania príjmov a výdavkov predstavujú fundamentálny základ hodnotenia dostupnosti bývania. Na ich základe sú postavené nasledovné prístupy k meraniu dostupnosti bývania.

Relatívny prístup sa zaoberá zmenami vo vzťahu medzi celkovým príjmom domácnosti, nákladmi na bývanie a cenami bývania. Tento prístup sa využíva hlavne na trhu s nehnuteľnosťami, pomáha určiť ceny bytov na základe prototypového výpočtu nákladov domácností.

Subjektívny prístup predpokladá, že domácnosť vynakladá iba také množstvo prostriedkov na bývanie, ktoré sú nutné a maximalizuje ich užitočnosť. Tento prístup

vychádza z konceptu „homoeconomicus“ ktorý predpokladá, že ľudia sa rozhodujú čisto racionálne a kupujú iba to, čo naozaj potrebujú s najväčšou efektivitou a v rámci ich kúpyschopnosti.

Prístup stanovenia štandardov podľa rodinného rozpočtu je založený na tej časti príjmu, ktorý je potrebný pre zabezpečenie výdavkov na bývanie. Tento prístup tvorí základ pre pomerový spôsob merania. Nevyhnutným je individuálne posudzovanie každej domácnosti a to vzhľadom na špecifické požiadavky na zabezpečenie minimálneho životného štandardu.

Pomerový prístup pracuje s pomerom, stanovuje maximálnu prípustnú hranicu výdavkov na bývanie, ktorú by domácnosť nemala prekročiť. Predpokladá, že pokiaľ domácnosť minie na bývanie viac ako určité percento zo svojho príjmu, nebude mať dostatok finančných prostriedkov na zabezpečenie ostatných potrieb. V Európskej únii je táto hranica stanovená (podľa Eurostatu) na 40 % disponibilného príjmu domácnosti, očisteného o príspevky na bývanie. V praxi to znamená, že ak domácnosť vynakladá viac prostriedkov na bývanie, hovoríme o fyzicky nedostupnom bývaní. Tento prístup je v súčasnosti najpoužívanejším.

Reziduálny prístup, ako druhý najpoužívanější prístup poukazuje na skutočnosť, že výdavky na bývanie sú najväčšou a najmenej flexibilnou zložkou celkových výdavkov. Znamená to, že ak domácnosť po zaplatení bývania nemá finančné prostriedky na uspokojenie potrieb na základnej úrovni, má problém s dostupnosťou bývania. Ukazovateľom je v tomto prístupe zvyšok príjmu, ktorý ostal po zaplatení výdavkov spojených s bývaním.

Prístupy k meraniu finančnej dostupnosti bývania predstavil aj Lux(2009). Ten rozlišuje reziduálny prístup, indikátorový prístup a referenčný prístup.

Reziduálny prístup označuje veľkosť čiastky z čistého príjmu domácnosti, ktorá zostáva po tom, čo domácnosť zaplatí náklady spojené s bývaním a výdavky spojené so zabezpečením základných životných potrieb. Tieto náklady sa taktiež označujú ako „životné minimum.“ (Lux, 2009). Spadajú sem položky ako napríklad jedlo, vzdelávanie, odev, preprava a zdravotná starostlivosť.

Indikátorový prístup vyjadruje cez pomer veľkosť časti príjmu, ktorá je vynaložená na zaplatenie výdavkov viažucich sa k bývaniu. Náklady na bývanie sa môžu líšiť najmä v závislosti od vzťahu k držbe nehnuteľnosti. V prípade vlastníkov budú do nákladov na

bývanie spadať splátky hypotéky, údržba a energie. V prípade nájomníkov zahŕňajú náklady na bývanie predovšetkým nájom, prípadne poplatky a služby (Lux, 2009).

Ak domácnosť vynakladá viac prostriedkov ako 40 % svojho disponibilného príjmu, do ktorého nespádajú príspevky na bývanie, považuje sa za zaťaženú nákladmi na bývanie. V takomto prípade, je možné vypočítať mieru zaťaženia nákladmi na bývanie.⁴

Referenčný prístup poukazuje na dôležitosť zabezpečiť bývanie pre isté skupiny obyvateľstva, napríklad s nízkymi mzdami, s vyšším počtom detí, či zdravotne znevýhodnené osoby. Prístup referuje na individuálnu situáciu, ktorá týmto skupinám nedovoľuje zabezpečiť si bývanie a nestanovuje žiadnu limitnú hranicu ohrozenosti bývaním (Lux, 2009).

V tejto práci sme zvolili na meranie cenovej dostupnosti bývania pomerový prístup, ktorý je základom metodiky Eurostatu. Je založený na výpočte zaťaženia nákladmi na bývanie na základe údajov domácnosti o výške jej disponibilného príjmu, príspevkov na bývanie a nákladov na bývanie.

1.3 Zaťaženosť nákladmi na bývanie

Pri výpočte zaťaženia domácnosti nákladmi na bývanie sa používajú údaje pochádzajúce zo zisťovania EU SILC. Konkrétne sú to premenné: celkové mesačné náklady na bývanie (HH070), ročná suma príspevkov na bývanie (HY070G) a ročný disponibilný príjem domácnosti (HY020).

Ak celkové mesačné náklady na bývanie (HH070) vynásobíme 12 (zároveň ich očistíme od príspevkov na bývanie – HY070G) a vydáme ročným disponibilným príjmom domácnosti (HY020) (taktiež po očistení od príspevkov na bývanie), dostaneme po vynásobení 100, zaťaženie nákladmi na bývanie (Household cost burden, ďalej len HCB) v percentách.⁵

$$HCB = \frac{(HH070 * 12) - HY070G}{HY020 - HY070G} * 100 \quad (1)$$

⁴ Spracované podľa: <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3217494/10095393/KS-HA-19-001-EN-N.pdf/d434affa-99cd-4ebf-a3e3-6d4a5f10bb07> [cit. 24.01.2020]

⁵ Pri výpočte sa používajú tieto podmienky: 1. Ak platí $(HH070 * 12) - HY070G \leq 0$, potom $HCB = 0$, 2. ak $HY020 - HY070G \leq 0$, potom $HCB = 100$, 3. ak $HY020 - HY070G < (HH070 * 12) - HY070G$, potom $HCB = 100$

Ak táto hodnota prekročí hranicu 0,4 (40 %), domácnosť (ale aj osoba žijúca v domácnosti) sa považuje za zaťaženú nákladmi na bývanie.

Pri medzinárodnom porovnávaní sa používa miera zaťaženosti nákladmi na bývanie (HH_{OV}), ktorú môžeme vyjadriť ako podiel osôb, ktorí žijú v domácnostiach, ktorých celkové náklady na bývanie (očistené od príspevkov na bývanie) predstavujú viac ako 40 % disponibilného príjmu (očisteného od príspevkov na bývanie).

$$HH_{OVERBURDEN} = \frac{\sum_{\text{viskupiny}_v_{populácií}_{pri\ čom_HCB > 40\%}} RB050_{a_i}}{\sum_{\text{viskupiny}_v_{populácií}} RB050_{a_i}} * 100 \quad (2)$$

Údaje, ktoré sa pri výpočte používajú pri premennej zaťaženie nákladmi na bývanie sa vzťahujú k domácnostiam (štatistická jednotka). Ukazovateľ miera zaťaženosti nákladmi na bývanie sa počíta na úrovni osôb. Na jeho výpočet sa používajú osobné prierezové váhy (RB050).⁶

⁶Spracované podľa: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)_methodology_-_housing_conditions&oldid=356213](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)_methodology_-_housing_conditions&oldid=356213) [cit. 24.01.2020] a Labudová – Sipková (2018).

2 Cieľ práce

Cieľom tejto práce bolo identifikovať faktory, ktoré ovplyvňujú cenovú dostupnosť bývania pre domácnosti a osoby, ktoré v nich žijú. Cenovú dostupnosť bývania sme analyzovali na základe zaťaženia domácnosti nákladmi na bývanie v zmysle jej definície Eurostatom. Na identifikáciu faktorov bol v práci použitý model logistickej regresie, ktorý umožňuje predpovedať pravdepodobnosť, že domácnosť bude zaťažená nákladmi na bývanie. Ďalej nás zaujímalo to, ako sa vplyv týchto faktorov vyvíjal a menil v priebehu niekoľkých rokov. Zamerali sme sa na vybrané roky z obdobia 2007 – 2017.

Realizácia uvedeného cieľa práce vyžadovala definovanie a plnenie čiastkových cieľov:

- výber vhodného konceptu merania,
- úprava a príprava databázy, ktorej súčasťou bolo aj vytvorenie modelovanej premennej,
- subjektívny výber potenciálnych faktorov,
- analýza vzťahu medzi vstupnými premennými a modelovanou premenou,
- zachytenie charakteristických znakov vplyvu faktorov z hľadiska času a hľadanie vhodného, výstižného spôsobu prezentácie.

3 Metodika práce a metódy skúmania

3.1 Zdroje údajov

3.1.1 Opis databázy

V praktickej časti diplomovej práce sme analyzovali zaťaženosť osôb⁷ nákladmi na bývanie na Slovensku. Pri tejto analýze sme pracovali s individuálnymi údajmi pochádzajúcimi z databáz EU SILC, a to pre roky: 2007 (UDB verzia 20/08/2008), 2008 (UDB verzia 10/09/2009), 2009 (UDB verzia 17/12/2010), 2011 (UDB verzia 22/11/2012), 2016 (UDB verzia 27/04/2017) a 2017 (UDB verzia 21/05/2018).

Každá databáza obsahuje 4 súbory:

- Súbor D (register domácností – tvoria ho domácnosti, s ktorými nebolo vykonané opytovanie alebo sa ich nedalo kontaktovať na ich adrese),
- Súbor H (údaje za domácnosť – obsahuje záznamy odpovedí domácností, ktoré boli úspešne kontaktované a zaradené do databázy),
- Súbor R (register osôb – obsahuje údaje o osobách, ktoré počas kontaktovania žili v domácnosti alebo boli v dobe opytovania dočasne neprítomné),
- Súbor P (osobné údaje – tvoria záznamy osôb, ktoré dovърšili 16 rokov a zodpovedali dotazník).

Individuálne údaje boli pre potreby tejto práce poskytnuté Štatistickým úradom Slovenskej Republiky. Spracované boli v safe centre Štatistického úradu v Bratislave.

Informácie o počte opytovaných osôb a domácností v jednotlivých súboroch pre všetky analyzované roky sú v tabuľke 3.1.

Tabuľka 3.1 Počet opytovaných osôb a domácností v jednotlivých databázach EU SILC

ROK	Počet domácnosti		Počet osôb	
	D	H	R	P
2007	5 840	4 941	14 858	12 573
2008	5 879	5 450	16 546	14 098
2009	5 988	5 264	16 137	13 821

⁷ Použitá metodika umožňuje merať zaťaženosť nákladmi na bývanie u domácnosti. V práci sme za zaťaženosť nákladmi na bývanie považovali každú osobu žijúcu v domácnosti, ktorá je zaťažená nákladmi na bývanie. Je to v súlade s metodickými usmerneniami Eurostatu.

ROK	Počet domácnosti		Počet osôb	
	D	H	R	P
2011	5 801	5 200	15 335	13 439
2016	6 646	5 738	16 507	14 101
2017	6 658	5 602	16 031	13 824

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017, vlastné spracovanie

Na databázach bolo potrebné uskutočniť úpravy, ktoré sa týkali spájania súborov a úpravy hodnôt premenných.

3.1.2 Úprava databázy

Spájanie súborov

Aby sme mohli pracovať s celou databázou, bolo nutné spojiť všetky súbory databázy a to v každom z uvedených rokov. Pri spájaní boli použité identifikačné čísla domácností a identifikačné čísla osôb. Za týmto účelom sme použili funkciu „Query Builder“ v štatistickom softvéri SAS Enterprise Guide 5.1. Ako prvé sme spojili premenné zo súboru D so súborom H cez premennú Identifikácia domácnosti (premenné DB030 a HB030), čím sme vytvorili DH súbor. Následne sme spojili súbor P so súborom R cez premennú Osobná identifikácia (PB030 a HB030), pričom sme vytvorili PR súbor. Ďalej sme vytvorili jeden veľký súbor, kde sme spojili súbory DH a PR cez spoločnú premennú Identifikácia domácností (PX030, resp. RX030). Na záver sme vo výslednom vytvorenom súbore DHPR vytvorili premennú HCB (*household cost burden*) Zaťaženie domácnosti nákladmi na bývanie (ďalej len Zaťaženie) a to na základe premenných Celkové náklady na bývanie (HH070), Celkový disponibilný príjem domácnosti (HY020) a príspevky na bývanie (HY070G) (vzťah č. 1).

Úpravy hodnôt premenných

Na identifikáciu štatisticky významných faktorov sme použili model logistickej regresie. Vychádzajúc zo štúdia dostupnej literatúry sme predpokladali, že premennými, ktoré majú významný vplyv na dostupnosť bývania sú premenné, ktoré uvádzame nižšie. Rozdelili sme ich na premenné, ktoré opisujú domácnosti (sem sme zahrnuli aj tie premenné, ktoré opisujú miesto, región, charakter prostredia, v ktorom domácnosť žije) a premenné, ktoré opisujú vlastnosti osôb. U každej premennej uvádzame skratku

označenia pochádzajúcu z poskytnutého súboru, celý pôvodný názov premennej a v zátvorke skratku názvu, ktorú sme používali hlavne vo výstupoch zo softvéru.

Vstupné premenné, ako už bolo spomenuté, sme rozdelili do dvoch skupín:

1. Premenné, ktoré opisujú vlastnosti domácností:

DB100 – Stupeň urbanizácie (ST_URB),

KRAJ – Kraj (KRAJ),

ARPT60i – Pod hranicou rizika chudoby (CHUD),

HT – Typ domácnosti (TYP_DOM),

HH010 – Typ obydla (TYP_OBYD),

HH021 – Vlastnícky status (VL_STAT),

HS170 – Hluk od susedov alebo z ulice (HLUK),

HS180 – Znečistenie, špina alebo iné environmentálne problémy (ŠPINA),

HS190 – Kriminalita, násilie alebo vandalizmus na danom území (KRIMI).

2. Premenné, ktoré sa týkajú osôb:

RB090 – Pohlavie (POHL),

RB210 – Status základnej ekonomickej aktivity (ZAKL_EA),

RX010 – Vek na konci príjmového referenčného obdobia (VEK),

PE040 – Najvyššia dosiahnutá úroveň podľa ISCED (VZDEL),

PB190 – Rodinný stav (ROD_STAV),

PH010 – Všeobecné zdravie (VSEOB_ZDR),

PL031 – Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity (EA_SAMODEF).

Ďalej boli použité premenné, pomocou ktorých sme vypočítali premennú *Zaťaženosť nákladmi na bývanie*:

HH070 – Celkové náklady na bývanie (NAKL),

HY020 – Celkový disponibilný príjem domácnosti (CELK_PRI),

HY070G – Príspevky na bývanie (PRISP_BYV).

Niektoré z týchto premenných boli upravené. Úprava sa dotýkala: chýbajúcich a nelogických údajov, kategorizácie údajov, zlučovania kategórií a zmeny označenia kategórií:

- Úpravy súvisiace s chýbajúcimi údajmi

V tomto kroku prebehla kontrola úplnosti a logickej správnosti údajov. Zistili sme, že u niektorých prípadov chýbajú hodnoty niektorých premenných alebo sú z nášho hľadiska nelogické, nereálne. Preto sme tieto prípady (riadky) z databázy mechanicky vylúčili.

V tabuľke 3.2 je uvedený počet záznamov v každom roku a počet záznamov, ktoré boli odstránené.

Tabuľka 3.2 Počet spracovávaných a vylúčených riadkov v použitých databázach EU SILC

Rok	Počet spracovávaných riadkov	Počet vylúčených riadkov
2007	12 573	38
2008	14 098	84
2009	13 821	28
2011	13 439	0
2016	14 101	42
2017	13 824	117

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017, vlastné spracovanie

- Kategorizácia hodnôt premenných

Z pôvodne číselnej spojitej premennej VEK sme vytvorili kategoriálnu premennú, ktorá obsahuje 4 kategórie:

- 1 – vek od 16 do 24 rokov,
- 2 – vek od 25 do 49 rokov,
- 3 – vek od 50 do 64 rokov,
- 4 – vek viac ako 65 rokov.

- Zlučovanie kategórií

Zlučovanie kategórií sme uskutočnili u premenných, ktoré mali príliš veľa kategórií alebo početnosti niektorých obmien boli relatívne nízke. Úpravu premenných zlučovaním ich kategórií sme urobili pri týchto premenných:

TYP DOMÁCNOSTÍ (zlúčené boli kategórie domácnosť 2 dospelých bez závislých detí – obaja vo veku pod 65 rokov s kategóriou domácnosť 2 dospelých bez závislých detí – aspoň jeden dospelý vo veku 65 rokov a viac). Z pôvodne 9-kategoriálnej premennej sme vytvorili 8-kategoriálnu premennú.

TYP OBYDLIA (zlúčené boli kategória samostatný dom s kategóriou dvojdom alebo terasovitý dom a ďalej bola zlúčená kategória byt v bytovom dome s 10 a viac bytmi s kategóriou iný druh bývania). Pôvodne 5-kategoriálna premenná bola upravená na 3-kategoriálnu premennú.

VLASTNÍCKY STATUS (zlúčené boli kategória vlastník bytu vo vlastnom dome s kategóriou vlastník bytu v osobnom vlastníctve a k zlúčeniu došlo aj u kategórie nájomník alebo podnájomník platiaci bežné nájomné alebo trhovú cenu s kategóriou ubytovanie prenajímané za zníženú cenu). Pôvodne 5-kategoriálna premenná bola upravená na 3-kategoriálnu premennú.

VZDELANIE (zlúčené boli kategória predprimárne vzdelanie, primárne vzdelanie s kategóriou nižšie sekundárne vzdelanie, čím vznikla kategória primárne; kategória vyššie sekundárne vzdelanie s kategóriou post-sekundárne vzdelanie do novej kategórie sekundárne; kategória nie terciárne vzdelanie a kategória prvý stupeň terciárneho vzdelania, ktorá nevedie priamo k získaniu vedeckej kvalifikácie s kategóriou druhý stupeň terciárneho vzdelania, ktorá vedie priamo k získaniu vedeckej kvalifikácie, čím sme dostali kategóriu terciárne). Premennú vzdelanie, ktorá mala 7 kategórií sme takto upravili na 3-kategoriálnu premennú.

VŠEOBECNÉ ZDRAVIE (zlúčená boli kategória veľmi dobré s kategóriou dobré, nová kategória dostala názov dobré; k zlúčeniu došlo u kategórií zlé a veľmi zlé, pričom nová kategória bola pomenovaná zlé; pôvodný názov kategórie ani dobré ani zlé bol zmenený na priemerné). Pôvodne 5-kategoriálna premenná bola takýmto spôsobom upravená na 3-kategoriálnu premennú.

AKTUÁLNY SAMO-DEFINOVANÝ STATUS EKONOMICKEJ AKTIVITY (zlúčené boli kategória zamestnanec pracujúci na plný pracovný čas s kategóriou zamestnanec pracujúci na kratší pracovný čas (nová kategória zamestnanec); kategória podnikateľ, SZČO na plný pracovný čas, vrátane vypomáhajúcich členov domácnosti v rod. podniku s kategóriou podnikateľ, SZČO na kratší pracovný čas, vrátane vypomáhajúcich členov domácnosti v rod. podniku (nová kategória podnikateľ); kategória invalidná osoba alebo osoba nespôsobilá pracovať s kategóriou základná vojenská alebo civilná služba (nová

kategória invalidná osoba); kategória osoba v domácnosti s kategóriou iná neaktívna osoba(nová kategória osoba v domácnosti a iné). Pôvodne 11-kategoriálna premenná bola upravená na 7-kategoriálnu premennú. Kategórie novovytvorených premenných sú v tabuľke 3.3.

- Zmeny v číselnom označení kategórií

V súvislosti s tvorbou modelu logistickej regresie, aby sme dostali čo najviac štatisticky významných pomerov šancí, prekódovali sme, resp. zmenili hodnoty (kategórie) vstupných premenných. Východiskom pre naše úvahy boli jednorozmerné frekvenčné tabuľky, ktorých rozloženie početností nám pomohlo definovať referenčnú kategóriu u každej vstupnej premennej. Tieto frekvenčné tabuľky sú uvedené v prílohe č. 1.

Takto upravené premenné (ich kategórie) sú v tabuľke 3.3 a v tabuľke 3.4. K pôvodnému označeniu upravovaných premenných sme pripojili príponu _UPR. Kategoriálne premenné boli v modeli logistickej regresie nahradené umelými premennými. Pri vytváraní umelých premenných bolo použité kódovanie 0, 1. Hodnoty týchto premenných sú v poslednom stĺpci tabuľky 3.3 a 3.4, ktorý má názov Umelé premenné v programe SAS EG. Súčasne je tu uvedená aj skratka nového označenia.

Uvedené zmeny a overenie ich efektívnosti vo vzťahu k uvažovanému modelovaniu boli uskutočnené na súbore EU SILC 2017, UDB 21/05/2018. Na databázach pochádzajúcich z ďalších rokov zisťovania boli uskutočnené, vzhľadom na požiadavku porovnateľnosti výsledkov, rovnaké zmeny.

Tabuľka 3.3 Upravené premenné opisujúce vlastnosti domácností

NOVÉ OZNAČENIE	NÁZOV UPRAVENEJ PREMENEJ	UMELÉ PREMENNÉ V PROGRAME SAS EG							
DB100_UPR	STUPEŇ URBANIZÁCIE	ST_URB							
1	územie s hustým osídlením	1	0						
2	územie s priemerne hustým osídlením	0	1						
3	územie s riedkym osídlením	0	0						
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ÚZEMIE S RIEDKYM OSÍDLENÍM									
KRAJ_UPR	KRAJ	KRAJ							
1	Bratislavský	1	0	0	0	0	0	0	0
2	Trnavský	0	1	0	0	0	0	0	0
3	Trenčiansky	0	0	1	0	0	0	0	0
5	Žilinský	0	0	0	1	0	0	0	0
6	Banskobystrický	0	0	0	0	1	0	0	0
7	Prešovský	0	0	0	0	0	1	0	0
8	Košický	0	0	0	0	0	0	1	0
9	Nitriansky	0	0	0	0	0	0	0	0
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE NITRIANSKY KRAJ									
ARPT60I_UPR	POD HRANICOU RIZIKA CHUDOBY	CHUD							
0	nie	1							
1	áno	0							
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ÁNO									
HT_UPR	TYP DOMÁCNOSTÍ	TYP_DOM							
2	domácnosti 2 dospelých bez závislých detí	1	0	0	0	0	0	0	0
3	ostatné domácnosti bez závislých detí	0	1	0	0	0	0	0	0
4	domácnosť s 1 dospelým a 1 alebo viac závislými deťmi	0	0	1	0	0	0	0	0
5	domácnosť 2 dospelých s 1 závislým dieťaťom	0	0	0	1	0	0	0	0
6	domácnosť 2 dospelých s 2 závislými deťmi	0	0	0	0	1	0	0	0
7	domácnosť 2 dospelých s 3 alebo viac závislými deťmi	0	0	0	0	0	1	0	0
8	ostatné domácnosti so závislými deťmi	0	0	0	0	0	0	1	0
9	jednočlenná domácnosť	0	0	0	0	0	0	0	0
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE JEDNOČLENNÁ DOMÁCNOSŤ									
HH010_UPR	TYP OBYDLIA	TYP_OBYD							
1	samostatný dom, dvojdom alebo terasovitý dom	1	0						
2	byt v bytovom dome, ktorý má menej ako 10 bytov	0	1						
3	byt v bytovom dome s 10 a viac bytmi a iný druh bývania	0	0						
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE BYT V BYTOVOM DOME S 10 A VIAC BYTMI									
HH021_UPR	VLASTNÍCKY STATUS	VL_STAT							
1	vlastník bytu	1	0						
3	nájomník	0	1						
4	ubytovanie zdarma	0	0						
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE UBYTOVANIE ZDARMA									
HS170_UPR	HLUK OD SUSEDOV ALEBO Z ULICE	HLUK							
1	áno	1							
2	nie	0							
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE NIE									
HS180_UPR	ZNEČISTENIE, ŠPINA ALEBO INÉ ENVIROMENTÁLNE PROBLÉMY	ŠPINA							
1	áno	1							
2	nie	0							
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE NIE									
HS190_UPR	KRIMINALITA, NÁSILIE ALEBO VANDALIZMUS	KRIMI							
1	áno	1							
2	nie	0							
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE NIE									

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 3.4 Upravené premenné opisujúce vlastnosti osôb

NOVÉ OZNAČENIE	NÁZOV UPRAVENEJ PREMENEJ	UMELÉ PREMENNÉ V PROGRAME SAS EG						
RB090_UPR	POHLAVIE	POHL						
1	muž	1						
2	žena	0						
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ŽENA								
RB210_UPR	STATUS ZÁKLADNEJ EKONOMICKEJ AKTIVITY	ZAKL_EA						
2	Bratislavský	1	0	0				
3	Trnavský	0	1	0				
4	Trenčiansky	0	0	1				
5	Žilinský	0	0	0				
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE PRACUJÚCI								
RX010_UPR	VEK NA KONCI PRÍJMOVÉHO REFERENČNÉHO OBDOBIA	VEK						
2	25-49	1	0	0				
3	50-64	0	1	0				
4	65+	0	0	1				
5	16-24	0	0	0				
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE VEKOVÁ SKUPINA 16-24								
PE040_UPR	NAJVYŠŠIA DOSIAHNUTÁ ÚROVEŇ PODEĽA ISCED	VZDEL						
1	primárne	1	0					
2	sekundárne	0	1					
3	terciálne	0	0					
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE TERCIÁLNE VZDELANIA								
PB190_UPR	RODINNÝ STAV	ROD_STAV						
1	slobodný	1	0	0				
4	vdovec	0	1	0				
5	rozvedený	0	0	1				
6	ženatý / vydatá	0	0	0				
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ŽENATÝ / VYDATÁ								
PH010_UPR	VŠEOBECNÉ ZDRAVIE	VSEOB_ZDR						
2	dobré	1	0					
3	priemerné	0	1					
4	zlé	0	0					
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ZLÉ								
PL031_UPR	AKTUÁLNY SAMO-DEFINOVANÝ STATUS EKONOMICKEJ AKTIVITY	EA_SAMODEF						
2	podnikateľ	1	0	0	0	0	0	
3	nezamestnaný	0	1	0	0	0	0	
4	študent	0	0	1	0	0	0	
5	starobný dôchodca	0	0	0	1	0	0	
6	invalidná osoba	0	0	0	0	1	0	
7	osoba v domácnosti a iné	0	0	0	0	0	1	
8	zamestnanec	0	0	0	0	0	0	
REFERENČNOU KATEGÓRIOU JE ZAMESTNANEC								

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

3.2 Použité metódy

3.2.1 Meranie závislosti medzi kategoriálnymi premennými⁸

V práci bol použitý chí-kvadrát test o nezávislosti dvoch kategoriálnych premenných. Východiskom pre chí-kvadrát test nezávislosti je kontingenčná tabuľka.

Kontingenčná tabuľka je tabuľka rozdelenia početností, ktoré dostaneme roztriedením dátového súboru podľa hodnôt (obmien) dvoch kategoriálnych premenných.

Uvažujme premennú A , ktorá má r obmien a premennú B , ktorá má s rôznych obmien, ktorých hodnoty boli zisťované na výberovom súbore, ktorý má n štatistických jednotiek. Roztriedením tohto súboru podľa premenných A a B dostaneme kontingenčnú tabuľku, ktorá má r riadkov a s stĺpcov. V kontingenčnej tabuľke sú uvedené dva druhy početností (Obr. 3.1). Početností n_{ij} ($i=1,2,\dots,r$; $j=1,2,\dots,s$) sú absolútne početnosti druhého stupňa, ktoré udávajú informácie o počte tých jednotiek, ktoré majú obmenu a_i premennej A a súčasne obmenu b_j premennej B . Ďalej sa v tabuľke nachádzajú marginálne absolútne početnosti (početnosti n_{i+} a početnosti n_{+j}). Početnosti n_{i+} sú riadkové početnosti 1. stupňa (marginálne riadkové početnosti). Tie informujú o tom, aká je početnosť obmeny a_i riadkovej premennej A . Početnosti n_{+j} sú stĺpcové početnosti 1. stupňa. Tie informujú o tom, aká je početnosť obmeny b_j stĺpcovej premennej B (Pacáková a kol., 2009; Rublíková, Labudová, Sandtnerová, 2009).

	Znak B				
Znak A	b_1	b_2	...	b_s	Σ
a_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1s}	n_{1+}
a_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2s}	n_{2+}
.	.	.		.	.
.	.	.		.	.
.	.	.		.	.
a_r	n_{r1}	n_{r2}	...	n_{rs}	n_{r+}
Σ	n_{+1}	n_{+2}	...	n_{+s}	n

Obrázok 3.1 Kontingenčná tabuľka

Zdroj: vlastné spracovanie podľa Pacáková a kol., 2009

⁸Táto časť bola spracovaná podľa: Pacáková a kol. (2009); Rublíková, Labudová, Sandtnerová, (2009).

Pri overovaní nezávislosti premenných A a B na základe početností v kontingenčnej tabuľke sa robí chí-kvadrát test nezávislosti (chí-kvadrát test o nezávislosti premenných A a B).

Nulová hypotéza tohto testu má tvar:

H_0 : medzi premennými A a B nie je závislosť

alternatívna hypotéza je v tvare:

H_1 : medzi premennými A a B je závislosť

Pri testovaní sa používa testovacia charakteristika:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^r \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (3)$$

kde O_{ij} sú skutočné početnosti a E_{ij} sú teoretické početnosti (početnosti, ktoré by boli v kontingenčnej tabuľke, ak by platila nulová hypotéza).

Testovacia charakteristika má za predpoklad, že platí nulová hypotéza chí-kvadrát rozdelenie so stupňami voľnosti $((r - 1) \cdot (s - 1))$. Kritická oblasť je vymedzená nerovnosťou $\chi^2 > \chi^2_{1-\alpha}((r - 1) \cdot (s - 1))$. Podmienka: $(n > 20)$; $(E_{ij} \geq 5)$ (Pacáková a kol., 2009; Rublíková, Labudová, Sandtnerová, 2009).

Ak sa chí-kvadrát testom nezávislosti potvrdí, že medzi premennými existuje závislosť, potom má zmysel merať silu tejto závislosti. Jednu skupinou takýchto mier predstavujú miery, ktoré využívajú hodnotu chí-kvadrát štatistiky, vypočítanú za predpokladu, že platí nulová hypotéza. Do tejto skupiny mier patrí:

- **Pearsonov koeficient kontingencie:**

$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{n + \chi^2}} \quad (4)$$

kde χ^2 je hodnota testovacej štatistiky a n je počet prvkov.

- **Cramerov koeficient (Cramerovo V):**

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot h}} \quad (5)$$

kde χ^2 je hodnota testovacej štatistiky, n je počet riadkov, h je minimum z čísel $(r - 1)$ a $(s - 1)$. Cramerov koeficient nadobúda hodnoty z intervalu $\langle 0; 1 \rangle$, pričom platí, že čím sú hodnoty bližšie k 1, tým je závislosť silnejšia. V našej práci bolo použité len Cramerovo V .

3.2.2 Model logistickej regresie⁹

Model logistickej regresie je špeciálnym prípadom zovšeobecneného lineárneho regresného modelu (podrobnosti v Terek, Horníková, Labudová, 2010). V modeli logistickej regresie je modelovanou premennou kategóriálna premenná. Tá môže byť binárna alebo viackategóriálna. My sme pracovali s modelom, v ktorom modelovanou premennou bola binárna premenná (binárna logistická regresia).

Predpokladajme, že na n objektoch pozorujeme hodnoty premenných $X_1, X_2, \dots, X_k$. Nech je Y binárna premenná, ktorej hodnota 1 označuje, že sledovaná udalosť (jav) nastala, hodnota 0, že udalosť nenastala¹⁰. Označme pravdepodobnosť toho, že udalosť nastala $p = P(Y=1)$

Model logistickej regresie môžeme zapísať niekoľkými spôsobmi. Jedným z nich je vyjadrenie logaritmu šance, že závislá premenná nadobudne hodnotu 1:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (6)$$

kde $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ je tzv. logit.

Ďalším spôsobom zápisu je vyjadrenie pravdepodobnosti (podmienennej pravdepodobnosti), že závislá premenná nadobudne hodnotu 1:

$$p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k)}} \quad (7)$$

Pri interpretácii hodnôt odhadnutých parametrov sa používa pomer šanci, označovaný aj ako OR (*Odds Ratio*). Pre binárnu premennú sa vypočíta ako podiel:

$$OR = \frac{\text{odds}_1}{\text{odds}_2} \quad (8)$$

kde odds_1 označuje šancu pre prvý porovnávaný prípad a odds_2 šancu pre druhý s ním porovnávaný prípad.

⁹Táto časť bola spracovaná podľa Terek, Horníková, Labudová (2010) a Stankovičová, Vojtková (2007).

¹⁰V našom prípade bude touto udalosťou zaťaženie nákladmi na bývanie, t.j. ročné náklady na bývanie prekročia 40 percent ročného disponibilného príjmu domácnosti. Náklady na bývanie aj disponibilný príjem sú očistené od príspevkov na bývanie.

Po odhade parametrov modelu logistickej regresie, pri ktorej sa používa metóda maximálnej vierohodnosti, sa testuje významnosť modelu ako celku (významnosť regresie) a testovanie štatistickej významnosti jednotlivých premenných (hlavných efektov).

Pri testovaní štatistickej významnosti modelu ako celku majú nulová a alternatívna hypotéza takýto tvar:

H_0 : model ako celok nie je štatisticky významný, čiže má parametre $\beta_i = 0$, ($i = 0, 1, 2, \dots k$)

H_1 : model ako celok je štatisticky významný, čo znamená, že aspoň pre jedno i platí $\beta_i \neq 0$, ($i = 0, 1, 2, \dots k$).

Pri testovaní sa najčastejšie používajú dva testy, a to test vierohodnostným pomerom a Waldov test.

Pri teste vierohodnostným pomerom má testovacia štatistika tvar:

$$G = -2 \ln \frac{L(\text{model bez premennej})}{L(\text{model s premennou})}$$

$$= -2 \ln L(\text{model s premennou}) - 2 \ln L(\text{model bez premennej}) \quad (9)$$

kde L je funkcia vierohodnosti.

Ak platí nulová hypotéza, štatistika G má chí-kvadrát rozdelenie s počtom stupňov voľnosti, ktorý je určený počtom parametrov modelu. Ak je hodnota premennej G väčšia ako $(1 - \alpha)100\%$ -ný kvantil chí-kvadrát rozdelenia, zamietame nulovú hypotézu.

Ak platí nulová hypotéza pri Waldovom teste, má testovacia štatistika tvar:

$$W(\beta_0) = (\hat{\beta})^T I(\hat{\beta}) \hat{\beta} = \hat{\beta}^T [\text{var}(\hat{\beta})]^{-1} \hat{\beta} \quad (10)$$

kde $\text{var}(\hat{\beta})$ je odhad kovariancie a rozptylu maximálne vierohodných odhadov parametrov modelu. Diagonálne prvky tejto matice $\text{var}(\hat{\beta}_j)$ znázorňujú odhadnutý rozptyl parametra $\hat{\beta}_j$ ($j = 0, 1, 2, \dots k$) a $\hat{\beta}$ je vektor odhadnutých parametrov.

Za predpokladu, že každý z $(k + 1)$ parametrov modelu sa rovná nule, má premenná $W(\beta_0)$ chí-kvadrát rozdelenie s $(k + 1)$ stupňami voľnosti (Rublíková, Labudová, Sandtnerová, 2009).

Nasledujúcim testom overujeme štatistickú významnosť jednotlivých parametrov β_j .

Pri overovaní platnosti nulovej hypotézy

$$H_0: \beta_j = \beta_{0_j} = 0$$

oproti alternatívnej hypotéze

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

použijeme Waldovu premennú:

$$W(\beta_{0_j}) = \left(\frac{\hat{\beta}_j - \beta_{0_j}}{S_{\hat{\beta}_j}} \right)^2 \quad (11)$$

pri ktorej keď dosadíme $\beta_{0_j} = 0$, t. j. ak platí nulová hypotéza, má tvar:

$$W(\beta_{0_j}) = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{S_{\hat{\beta}_j}} \right)^2 \quad (12)$$

pričom $S_{\hat{\beta}_j}$ je odhadom smerodajnej odchýlky bodového odhadu $\hat{\beta}_j$ parametra β_j .

Waldova premenná má chí-kvadrát rozdelenie s jedným stupňom voľnosti. Jej druhá odmocnina $\frac{\hat{\beta}_j}{S_{\hat{\beta}_j}}$ má asymptoticky normálne rozdelenie $N(0,1)$.

4 Výsledky práce a diskusia

4.1 Výsledky modelu logistickej regresie pre rok 2017

Hlavným výstupom praktickej časti práce bol model logistickej regresie, ktorý umožňuje jednak odhadnúť pravdepodobnosť toho, že osoba, žije v domácnosti, ktorá je zaťažená nákladmi na bývanie a jednak identifikovať tie premenné, ktoré štatisticky významne vplývajú na zaťaženie domácnosti (osoby) nákladmi na bývanie.

Premenná zaťaženosť nákladmi na bývanie

Vo výberovom súbore EU SILC 2017, ktorý sme použili po úpravách v analýze, bolo celkovo 13 707 osôb, z toho 12 640 (92,2 %) nezaťažených nákladmi na bývanie a 1 067 (7,8 %) osôb zaťažených nákladmi na bývanie (Tab. 4.1).

Tabuľka 4.1 Rozdelenie osôb podľa zaťaženia nákladmi na bývanie

HCB_BIN	Počet
0	12 640
1	1 067

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, vlastné spracovanie v SAS Enterprise Guide 5.1,

Hodnoty premennej HCB_BIN boli vytvorené týmto postupom. Najskôr sme vytvorili číselnú spojitú premennú, ktorá vyjadruje, aký je podiel nákladov na bývanie očistených od príspevkov na bývanie na disponibilnom príjme domácnosti očistenom od príspevkov na bývanie. Na výpočet hodnôt tejto premennej bol použitý vzťah (1):

Táto premenná nadobudla v spracovávanom súbore hodnoty od 0,703914 do 803,2653.

Na základe hodnôt premennej HCB sme vytvorili binárnu premennú HCB_BIN, a to takto: Ak hodnota premennej HCB bola väčšia ako 0,4 (40 %), priradili sme jej hodnotu 1, v opačnom prípade sme jej priradili hodnotu 0.

Zo vstupných premenných, ktoré sú opísané v časti Zdroje údajov, boli vybrané metódou stepwise ako štatisticky významne pôsobiace na premennú HCB_BIN (na hladine významnosti 0,05 a nižšej) premenné: Stupeň urbanizácie, Kraj, Typ obydla, Vlastnícky status, Vzdelanie, Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity, Typ domácnosti a Pod hranicou rizika chudoby.

Výsledky testu štatistickej významnosti vstupných premenných (hlavných efektov) modelu sú v tabuľke č. 4.2.

Tabuľka 4.2 Test štatistickej významnosti hlavných efektov modelu logistickej regresie

Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald	Pr >ChiSq
		Chi-Square	
ST_URB	2	9,7053	0,0078
KRAJ	7	26,1147	0,0005
TYP_OBYD	2	25,9248	<,0001
VL_STAT	2	43,6937	<,0001
HLUK	1	14,098	0,0002
VZDEL	2	15,9612	0,0003
EA_SAMODEF	6	73,2918	<,0001
TYP_DOM	7	709,768	<,0001
CHUD	1	839,38	<,0001

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

V stĺpčeku Wald Chi-square sú hodnoty testovacej štatistiky a v stĺpčeku Pr >ChiSq je p -hodnota testu.

Tabuľka 4.3 Test významnosti modelu ako celku

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
LikelihoodRatio	2565,1856	30	<,0001
Score	3441,6742	30	<,0001
Wald	1629,9957	30	<,0001

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Významnosť modelu ako celku bola potvrdená testom Vierohodnostným pomerom, Score testom a Waldovým testom (podkapitola 3.2.2). Nakoľko je p -hodnota testu ($\text{Pr} > \text{ChiSq}$) menšia ako 0,0001 vo všetkých testoch významnosti modelu, môžeme konštatovať, že model logistickej regresie je štatisticky významný na každej hladine významnosti vyššej ako 0,01.

V tabuľke 4.4 sa nachádzajú bodové aj intervalové odhady (so spoľahlivosťou 0,95) parametrov a pomerov šancí modelu logistickej regresie. Odhadnuté sú parametre, ktoré odpovedajú všetkým vytvoreným umelým premenným.

Tabuľka 4.4 Odhad parametrov a pomerov šancí modelu logistickej regresie za rok 2017

	2017					
	Odhad parametra	95% interval		Odhad pomeru šancí	95% interval	
ST_URB_1	0,3418	0,0761	0,6076	1,407	1,079	1,836
ST_URB_2	0,2991	0,0981	0,5001	1,349	1,103	1,649
ST_URB_3	Referenčná kategória					
KRAJ_1	-0,2276	-0,5458	0,0905	0,796	0,579	1,095
KRAJ_2	-0,1226	-0,4314	0,1863	0,885	0,65	1,205
KRAJ_3	-0,5049	-0,833	-0,1767	0,604	0,435	0,838
KRAJ_5	-0,7063	-1,0285	-0,3841	0,493	0,358	0,681
KRAJ_6	-0,4842	-0,7847	-0,1836	0,616	0,456	0,832
KRAJ_7	-0,3315	-0,6179	-0,045	0,718	0,539	0,956
KRAJ_8	-0,3591	-0,6455	-0,0727	0,698	0,524	0,93
KRAJ_9	Referenčná kategória					
TYP_OBYD_1	0,3353	0,1264	0,5442	1,398	1,135	1,723
TYP_OBYD_2	0,6716	0,4023	0,9408	1,957	1,495	2,562
TYP_OBYD_3	Referenčná kategória					
VL_STAT_1	-0,7816	-1,0209	-0,5422	0,458	0,36	0,581
VL_STAT_3	-1,208	-1,8195	-0,5964	0,299	0,162	0,551
VL_STAT_4	Referenčná kategória					
VZDEL_1	0,348	0,0544	0,6416	1,416	1,056	1,899
VZDEL_2	0,4837	0,2408	0,7265	1,622	1,272	2,068
VZDEL_3	Referenčná kategória					
EA_SAMODEF_2	0,7028	0,3746	1,0311	2,019	1,454	2,804
EA_SAMODEF_3	1,1096	0,8108	1,4083	3,033	2,25	4,089
EA_SAMODEF_4	0,1744	-0,1731	0,5218	1,19	0,841	1,685
EA_SAMODEF_5	0,5942	0,3677	0,8207	1,812	1,444	2,272
EA_SAMODEF_6	0,5038	0,0776	0,9299	1,655	1,081	2,534
EA_SAMODEF_7	0,9277	0,5458	1,3097	2,529	1,726	3,705
EA_SAMODEF_8	Referenčná kategória					
TYP_DOM_2	-1,7917	-2,002	-1,5815	0,167	0,135	0,206
TYP_DOM_3	-3,3518	-3,674	-3,0296	0,035	0,025	0,048
TYP_DOM_4	-1,2683	-1,7313	-0,8053	0,281	0,177	0,447
TYP_DOM_5	-1,8282	-2,16	-1,4964	0,161	0,115	0,224
TYP_DOM_6	-2,2179	-2,553	-1,8827	0,109	0,078	0,152
TYP_DOM_7	-3,1016	-3,5474	-2,6557	0,045	0,029	0,07

	2017					
	Odhad parametra	95% interval		Odhad pomeru šancí	95% interval	
TYP_DOM_8	-3,6028	-3,9203	-3,2852	0,027	0,02	0,037
TYP_DOM_9	Referenčná kategória					
CHUD_0	-2,8797	-3,0745	-2,6849	0,056	0,046	0,068
CHUD_1	Referenčná kategória					
HLUK_1	0,3892	0,186	0,5923	1,476	1,204	1,808
HLUK_2	Referenčná kategória					

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Poznámka

Pre lepšiu názornosť údajov v tabuľke sme zvolili farebné označenie buniek, v ktorých sa nachádzajú hodnoty odhadnutých parametrov a odhadov pomeru šancí.

Farebná škála je vytvorená v súlade s rastom hodnôt:



Minimum

Stredový bod

Maximum

(najnižšia hodnota)

(50. percentil)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty odhadnutého parametra sú z intervalu od -3,6028 do 1,1096.

Pri odhade pomeru šancí bola zvolená takáto farebná škála:



Minimum

Stredový bod

Maximum

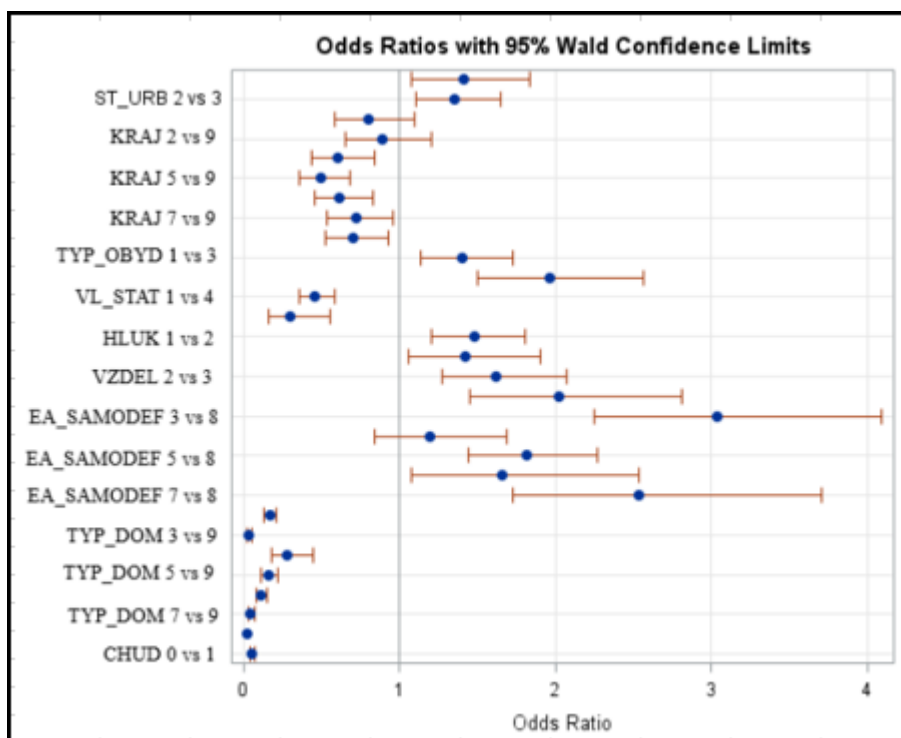
(najnižšia hodnota)

(50. percentil)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty odhadu pomeru šancí sú z intervalu od 0,027 do 3,033.

Štatistickú významnosť pomeru šancí vieme potvrdiť aj na základe grafu, v ktorom sú znázornené intervaly spoľahlivosti pre pomer šancí. Ak tento interval „zachytí“ hraničnú hodnotu 1, potom pomer šancí nie je štatisticky významný. Štatisticky nevýznamnými (pre $\alpha = 0,05$) sú pomery šancí vytvorené pre kategórie (umelé premenné) Kraj Bratislavský, Kraj Trnavský a s nimi porovnávanú referenčnú kategóriu Kraj Nitriansky a ďalej pre kategóriu študent, ktorá je porovnávaná s kategóriou zamestnanec (kategórie premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity).



Obrázok 4.1 Intervaly spoľahlivosti pre pomer šancí modelu logistickej regresie pre rok 2017

Zdroj: EU SILC 2017, UDB 21/05/2018, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Vzhľadom na množstvo parametrov modelu (30 parametrov) nebudeme interpretovať každú hodnotu pomeru šancí, ale pri interpretácii sa zameriame len na tie premenné (umelé premenné, ktoré z nich boli vytvorené), ktoré aj v chí-kvadrát teste nezávislosti vyšli ako premenné, najsilnejšie vplývajúce na modelovanú premennú Zaťaženosť nákladmi na bývanie. Hodnoty bodových odhadov parametrov interpretujeme prostredníctvom hodnôt bodového odhadu pomeru šancí. Boli to tieto premenné: Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity, Typ domácnosti, Chudoba, vzdelanie a Typ obydla.

Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity

Táto premenná bola v procese vytvárania modelu logistickej regresie nahradená siedmymi umelými premennými. Referenčnou kategóriou bola kategória zamestnanec. Pre všetky umelé premenné boli pomery šancí väčšie ako 1. Kategória študent (EA_SAMODEF_4) sa ukázala ako štatisticky nevýznamná. Najväčší odhad pomeru šancí sme dostali pri porovnávaní kategórie nezamestnaných (EA_SAMODEF_3) voči referenčnej kategórii, ktorou boli zamestnanci (EA_SAMODEF_8).

Ak je osoba nezamestnaná, potom jej šanca, že bude zaťažená nákladmi na bývanie je 3,033 krát vyššia ako u zamestnanca.

Ak je osoba v domácnosti (kategória osoba v domácnosti a iná), potom šanca, že bude zaťažená nákladmi na bývanie je 2,529 krát vyššia ako u zamestnanca.

Typ domácnosti

Premenná Typ domácnosti bola nahradená siedmymi umelými premennými. Referenčnou kategóriou bola kategória jednočlenná domácnosť. Vzhľadom nato, že šance pre všetky ostatné typy domácnosti boli nižšie ako u tejto referenčnej kategórie, pri interpretácii porovnávame šancu referenčnej kategórie (jednočlennej domácnosti) s ostatnými kategóriami (použijeme prevrátenú hodnotu pomeru šanci).

Ak žije osoba v jednočlennej domácnosti, tak je šanca že bude zaťažená nákladmi na bývanie vyššia než je šanca osôb, ktoré žijú v ostatných typoch domácností. Najviac sa tento rozdiel medzi šancami prejavuje, ak porovnávame s referenčnou kategóriou osoby, ktoré žijú v ostatných domácnostiach so závislými deťmi (TYP_DOM_8). U týchto osôb predstavuje sledovaná šanca len 0,027 šance jednočlennej domácnosti.

Nižšiu šancu, že budú zaťažené nákladmi na bývanie majú jednočlenné domácnosti s jedným alebo viac deťmi (pomer šanci je 0,281). Vysokú šancu zaťaženia nákladmi na bývanie u jednočlenných domácností (osamelo žijúci mladí ľudia, vdovci, vdovy, osamelo žijúci seniori) môžeme vysvetliť nízkym príjmom (hlavne u absolventov, ktorí začínajú pracovať a u dôchodcov, ktorých dôchodky sú vzhľadom na financie potrebné na úhradu bývania nízke) a ďalej skutočnosťou, že takéto skupiny domácnosti musia uhrádzať všetky náklady spojené s bývaním len z jedného zdroja príjmu.

Pri porovnávaní šance osôb, ktoré žijú v domácnostiach s ďalšou dospelou osobou (TYP_DOM_2, TYP_DOM_5, TYP_DOM_6, TYP_DOM_7), je pomer šanci ovplyvnený počtom závislých detí. Šanca osoby, ktorá žije v jednočlennej domácnosti je 22,22 krát väčšia (1/0,045) ako u osoby, ktorá žije v domácnosti dvoch dospelých s tromi závislými deťmi, 9,17 krát väčšia (1/0,109) ako u osoby, ktorá žije v domácnosti dvoch dospelých s dvoma závislými deťmi, 6,21 krát väčšia (1/0,161) ako osoby, ktorá žije v domácnosti dvoch dospelých s jedným závislým dieťaťom a 5,99 krát väčšia (1/0,167) ako osoby, ktorá žije s ďalšou dospelou osobou bez detí. Uvedenú skutočnosť, že narastajúci počet detí znižuje šancu zaťaženia nákladmi na bývanie je veľmi ťažké vysvetliť. Očakávali by sme skôr úplne opačný trend vo vývoji zaťaženia nákladmi na bývanie. Môžeme len

usudzovať, že tento osobitný jav je spôsobený zrejme príchodom detí do rodiny v období, kedy je istým spôsobom vyriešená situácia s bývaním a domácnosť nie je až tak zaťažená nákladmi, ktoré sú spojené s obstaraním si vlastného bývania.

Chudoba

Referenčnou kategóriou bola kategória osôb, ktoré neboli ohrozené rizikom chudoby (Tab. 3.3).

Šanca, že domácnosť, v ktorej žije osoba, ktorá je ohrozená rizikom chudoby, bude zaťažená nákladmi na bývanie, je 17,86 (1/0,057) krát vyššia ako u domácnosti, v ktorej žije osoba, ktorá nie je ohrozená rizikom chudoby.

Vzdelanie

Premenná vzdelanie (Najvyššie dosiahnuté vzdelanie podľa ISCED) bola nahradená dvoma umelými premennými, a to pre osoby, ktoré majú ukončené primárne a osoby s ukončeným sekundárnym vzdelaním. Referenčnou kategóriou bola kategória terciárne vzdelanie. Šanca osoby, ktorá má najvyššie dosiahnuté primárne vzdelanie, že bude zaťažená nákladmi na bývanie, je 1,41 krát vyššia ako u osoby, ktorá má najvyššie dosiahnuté terciárne vzdelanie. Zaujímavé je, že tento pomer šancí je vyšší, pri porovnávaní šance osoby s ukončeným sekundárnym vzdelaním (1,71). Ak by sme chceli vysvetliť tento paradox, nemohli by sme ho oprieť o nejaké reálne fakty, ale len o naše hypotetické úvahy, ktoré sa týkajú rôzneho spôsobu života a rôznych životných preferencií, ktoré súvisia aj so vzdelanostnou úrovňou človeka.

Typ obydli

Premenná Typ obydli bola nahradená dvoma umelými premennými (Tab. 3.3). Referenčnou kategóriou bola kategória byt v bytovom dome s 10 a viac bytmi a iný druh bývania. Šanca osoby, ktorá žije v samostatnom dome, dvojdomo alebo terasovitom dome bola 1,398 krát vyššia a u osoby, ktorá žije v bytovom dome, ktorý má menej ako 10 bytov bola 1,957 krát vyššia ako osoby, ktorá žije v bytovom dome s 10 a viac bytmi alebo užíva iný druh bývania.

Kraj

Nitriansky kraj vyšiel najviac zaťažený nákladmi na bývanie v porovnaní s každým ďalším krajom. Najviac sa tento rozdiel prejavuje pri porovnávaní Nitrianskeho a Žilinského kraja. Môžeme konštatovať, že šanca osoby, ktorá žije v Nitrianskom kraji, že

bude zaťažená nákladmi na bývanie, je 2,02 (1/0,493) krát vyššia ako u osoby zo Žilinského kraja.

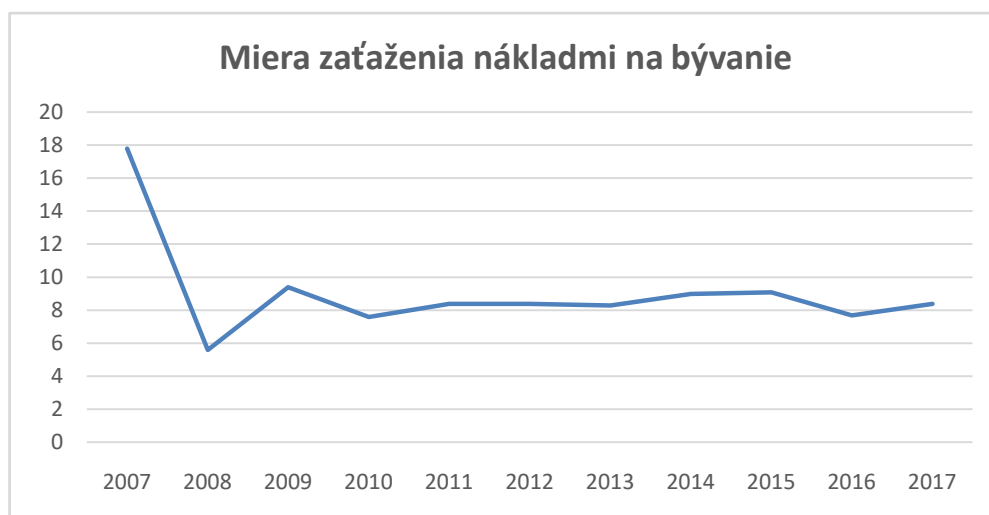
4.2 Model logistickej regresie pre roky 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016

Vzhľadom nato, že sme sa rozhodli vytvoriť model nielen pre rok 2017, ale pre niekoľko rokov (z obdobia 2007 až 2016), bolo potrebné zistiť, na ktoré obdobie by sme sa mali pri našej analýze zamerať. Vychádzali sme z vývoja celkovej miery zaťaženia nákladmi na bývanie v období rokov 2007 – 2017 a sledovali sme to, kedy došlo k výraznému poklesu alebo nárastu tejto miery (tabuľka 4.5, obrázok 4.2)

Tabuľka 4.5 Miera zaťaženia nákladmi na bývanie na Slovensku v rokoch 2007 až 2017

Rok	Zaťaženie nákladmi na bývanie	Absolútny prírastok
2007	17,8	-
2008	5,6	-12,2
2009	9,4	3,8
2010	7,6	-1,8
2011	8,4	0,8
2012	8,4	0
2013	8,3	-0,1
2014	9	0,7
2015	9,1	0,1
2016	7,7	-1,4
2017	8,4	0,7

Zdroj: Eurostat, vlastné spracovanie



Obrázok 4.2 Miera zaťaženia nákladmi na bývanie na Slovensku v rokoch 2007 až 2017

Zdroj: Eurostat, vlastné spracovanie

Najväčšie zmeny vo vývoji miery zaťaženia nákladmi na bývanie boli v rokoch 2007 až 2009. K najväčšiemu poklesu jej hodnôt došlo medzi rokmi 2007 a 2008 (o 12,2 p.b.) a k najväčšiemu nárastu došlo medzi rokmi 2008 a 2009 (o 3,8 p.b.). Ďalej sme sa rozhodli venovať aj roku 2011, pretože v ňom došlo v porovnaní s rokom 2010 k ďalšiemu veľkému medziročnému nárastu miery zaťaženosti nákladmi na bývanie (o 0,8 p.b.). Analyzujeme aj posledné dva roky (2016 a 2017) a to z dôvodu aktuálnosti údajov.

Pri vytváraní modelu logistickej regresie pre roky 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016 sme použili rovnaký metodický postup ako pre údaje z roku 2017, ktorý možno opísať touto postupnosťou krokov:

- selekcia premenných metódou stepwise,
- testovanie štatistickej významnosti regresie,
- testovanie štatistickej významnosti hlavných efektov,
- odhad parametrov modelu a pomerov šancí s overovaním ich štatistickej významnosti.

Samozrejme, že súčasťou tvorby modelu bolo vytvorenie umelých premenných, pri ktorom sme použili rovnaký spôsob kódovania aj definovania referenčnej kategórie.

Všetky potrebné výstupy modelu logistickej regresie (výsledky testovania významnosti regresie a testovania významnosti hlavných efektov) pre tieto roky sú uvedené v prílohách č. 2 a 3.

Pre všetky premenné, ktoré v jednotlivých rokoch štatisticky významne vplývali na zaťaženie nákladmi na bývanie, sme uskutočnili chí-kvadrát test nezávislosti¹¹ a kvantifikovali sme silu tejto závislosti pomocou koeficienta Cramerovho V. Hodnoty testovacej štatistiky pre chí-kvadrát test nezávislosti spolu s *p*-hodnotou tohto testu (Chi-square/*p*-hodnota), hodnota Cramerovho V (Cramer's V) a hodnota Waldovej štatistiky testu štatistickej významnosti hlavných efektov v modeli logistickej regresie (WALD) sú uvedené pre všetky analyzované roky v tabuľke 4.6. *P*-hodnotu Waldovho testu neuvádzame v tabuľke, pretože pre všetky testy bola menšia ako 0,05.

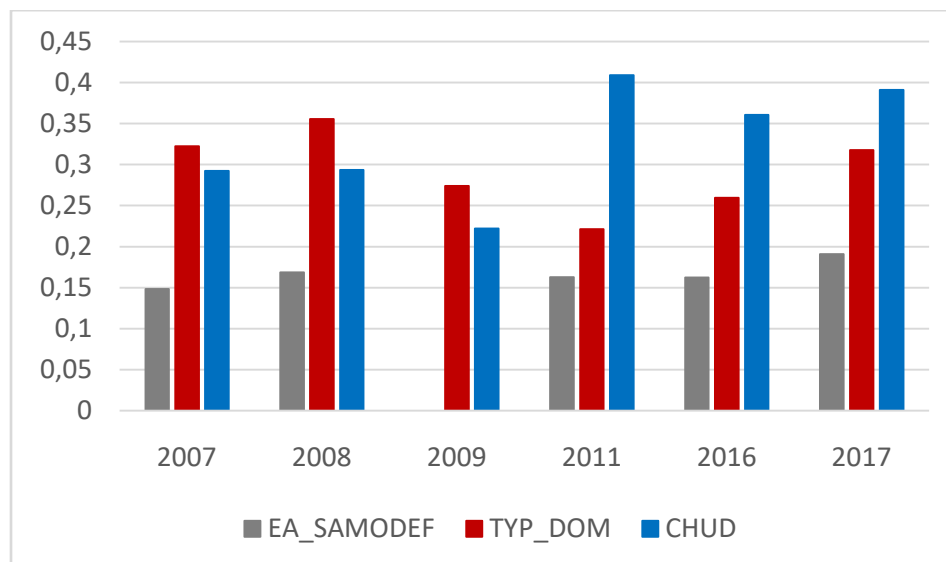
Ak by sme porovnali všetky roky, môžeme konštatovať, že vo všetkých rokoch boli štatisticky významnými premenné: Kraj, Vlastnícky status, Typ domácnosti a Chudoba.

Štatisticky významnými takmer vo všetkých rokoch s výnimkou jedného roku boli premenné: Typ obydlija (okrem roku 2016) a Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity (okrem roku 2009).

V modeloch boli použité aj premenné, ktoré štatisticky významne vplývali na modelovanú premennú len v niektorých rokoch. Patrili k nim: Stupeň urbanizácie, Hluk, Vzdelanie, Špina, Vek, Rodinný stav, Všeobecné zdravie, Status základnej ekonomickej aktivity a Krimi.

Ak sledujeme vplyv chudoby na premennú zaťaženie nákladmi na bývanie, môžeme konštatovať, že premenná Chudoba mala štatisticky najväčší vplyv v rokoch 2011, 2016 a 2017. V rokoch 2007, 2008 a 2009 najsilnejšie vplýval na zaťaženie nákladmi na bývanie Typ domácnosti. Dokladuje to výsledok chí-kvadrát testu nezávislosti (hodnota Cramerovho V) a taktiež hodnota Waldovej štatistiky z testu štatistickej významnosti premenných – hlavných efektov v modeli logistickej regresie (Tab. 4.6, Obrázok 4.3).

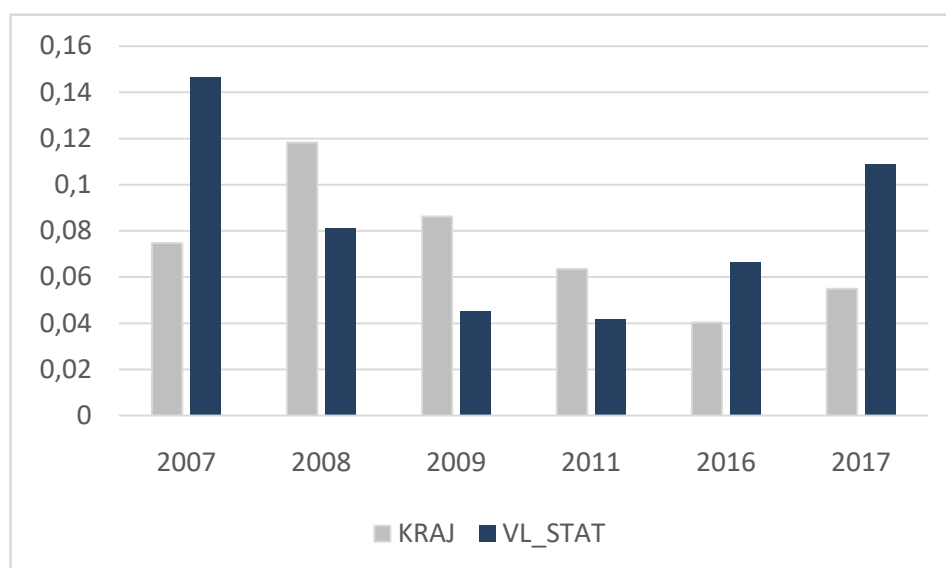
¹¹Chí-kvadrát test nezávislosti je súčasťou procedúr, ktoré bežia pod logistickou regresiou. Výstup SAS EG ho pre nástroj logistickej regresie neobsahuje.



Obrázok 4.3 Hodnoty Cramerovho V pre premenné s najväčším vplyvom na Zaťaženie nákladmi na bývanie (2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017)

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Z tých premenných, ktoré v každom z analyzovaných rokov pôsobili štatisticky významne na zaťaženie nákladmi na bývanie, mali najslabší vplyv premenné Kraj a Vlastnícky status. Pre dvojicu premenných Kraj a Zaťaženie nákladmi na bývanie dosiahlo v roku 2016 Cramerovo V hodnotu len 0,0403. Na obrázku 4.4 sú znázornené hodnoty Cramerovho V, ktoré signalizujú slabý vplyv premenných Kraj a Vlastnícky status na Zaťaženie nákladmi na bývanie v každom zo sledovaných rokov.



Obrázok 4.4 Hodnoty Cramerovho V pre premenné s najnižším vplyvom na Zaťaženie nákladmi na bývanie (2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017)

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 4.6 Hodnoty Cramerovho V, chí-kvadrát testovacej štatistiky a Waldovej štatistiky

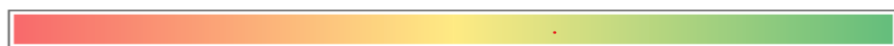
	2007			2008			2009		
	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD
ST_URB	0,0736	67,8342 0,0001	26,9262	0,0181	4,5806 0,1012	15,0909	X		X
KRAJ	0,0747	69,9904 0,0001	60,4274	0,1182	195,7899 0,0001	229,4743	0,0862	102,4466 0,0001	161,6851
TYP_OBYD	0,0936	109,8079 0,0001	14,6947	0,0268	10,0572 0,0065	48,0064	0,0548	41,4728 0,0001	89,0338
VL_STAT	0,1463	268,4597 0,0001	183,13	0,081	91,8916 0,0001	57,383	0,0453	28,3281 0,0001	38,6779
HLUK	0,0128	2,0602 0,1512	10,3251	X		X	X		X
VZDEL	0,0587	43,0619 0,0001	9,2526	0,0692	67,1023 0,0001	7,2424	0,0393	21,2209 0,0001	8,0544
EA_SAMODEF	0,1481	275,0184 0,0001	57,4584	0,1685	397,7418 0,0001	39,4056	X		X
TYP_DOM	0,3222	1301,0778 0,0001	749,9127	0,3554	1769,6821 0,0001	505,054	0,2738	1033,9532 0,0001	346,8059
CHUD	0,2922	1070,5828 0,0001	707,2252	0,2935	1207,512 0,0001	515,8419	0,2221	680,5206 0,0001	353,7609
ŠPINA	X		X	X		X	X		X
VEK	X		X	0,1598	357,8637 0,0001	9,0242	0,067	61,8954 0,0001	10,2526
ROD_STAV	X		X	X		X	0,1439	285,719 0,0001	13,7177
VSEOB_ZDR	X		X	0,1211	205,375 0,0001	8,5357	X		X
ZAKL_EA	X		X	X		X	0,1034	147,3908 0,0001	62,8896
KRIMI	0,0085	0,8953 0,3441	5,587	-0,024	8,0809 0,0045	5,0754	X		X
	2011			2016			2017		
	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD	Cramer's V	Chi-Square p-hodnota	WALD
ST_URB	0,0054	0,3977 0,8197	19,4242	X		X	0,0139	2,663 0,2641	9,7053
KRAJ	0,0635	54,1349 0,0001	83,0696	0,0403	22,8255 0,0018	35,6213	0,0549	41,3578 0,0001	26,1147
TYP_OBYD	0,0438	25,8379 0,0001	78,2543	X		X	0,0505	35,0111 0,0001	25,9248
VL_STAT	0,0419	23,6416 0,0001	22,024	0,0666	62,4447 0,0001	15,6289	0,1088	162,1344 0,0001	43,6937
HLUK	X		X	X		X	-0,0474	30,8127 0,0001	14,098
VZDEL	X		X	X		X	0,0925	117,3065 0,0001	15,9612
EA_SAMODEF	0,1626	355,2279 0,0001	67,777	0,1623	370,3696 0,0001	68,0048	0,1908	498,9136 0,0001	73,2918
TYP_DOM	0,2212	657,4756 0,0001	364,0303	0,2593	945,5717 0,0001	577,7272	0,3176	1382,488 0,0001	709,7683
CHUD	0,4089	2247,3452 0,0001	852,9413	0,3605	1826,8381 0,0001	780,6688	0,3911	2097,053 0,0001	839,3804
ŠPINA	X		X	-0,0456	29,2839 0,0001	8,9792	X		X
VEK	0,0083	0,9208 0,8204	9,6379	X		X	X		X
ROD_STAV	X		X	X		X	X		X
VSEOB_ZDR	X		X	X		X	X		X
ZAKL_EA	X		X	X		X	X		X
KRIMI	X		X	X		X	X		X

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Poznámka

Pre lepšiu orientáciu v tabuľke sme zvolili farebné označenie buniek, v ktorých sa nachádzajú hodnoty Cramerovho V , testovacej štatistiky chí-kvadrát a Waldovej štatistiky.

Pri Cramerovom V bola zvolená táto farebná škála:



Minimum

Stredový bod

Maximum

(najnižšia hodnota)

(50. percentil)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty Cramerovho V sú z intervalu od -0,0474 do 0,4089.

Pri chí-kvadrát štatistike bola zvolená táto farebná škála:



Minimum

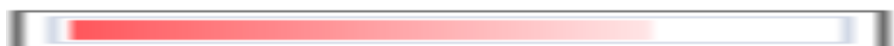
Maximum

(najnižšia hodnota)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty chí-kvadrát štatistiky sú z intervalu od 0,3977 do 2247,345.

Pri Waldovej štatistike bola zvolená táto farebná škála:



Najkratší stĺpec

Najdlhší stĺpec

(najnižšia hodnota)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty Waldovej štatistiky sú z intervalu od 5,0754 do 852,9413.

Výsledky modelu logistickej regresie (bodové hodnoty odhadnutých parametrov, pomerov šancí a výsledky testu štatistickej významnosti) sú v tabuľkách 4.7 – 4.11.

Tabuľka 4.7 Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2007

	2007					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
ST_URB_1	0,4213	0,2619	0,5806	1,524	1,299	1,787
ST_URB_2	0,1551	0,0213	0,2889	1,168	1,022	1,335
ST_URB_3	RK					
KRAJ_1	0,1904	-0,0213	0,4078	1,21	0,973	1,504

	2007					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
KRAJ_2	-0,5494	-0,7861	-0,3127	0,577	0,456	0,731
KRAJ_3	-0,1712	-0,3838	0,0413	0,843	0,681	1,042
KRAJ_5	-0,0239	-0,2282	0,1804	0,976	0,796	1,198
KRAJ_6	-0,5528	-0,7761	-0,3294	0,575	0,46	0,719
KRAJ_7	-0,1229	-0,3224	0,0765	0,884	0,724	1,079
KRAJ_8	-0,1413	-0,3414	0,0589	0,868	0,711	1,061
KRAJ_9	RK					
TYP_OBYD_1	-0,1785	-0,3118	-0,0451	0,837	0,732	0,956
TYP_OBYD_2	-0,4507	-0,7179	-0,1836	0,637	0,488	0,832
TYP_OBYD_3	RK					
VL_STAT_1	-1,0851	-1,2451	-0,925	0,338	0,288	0,397
VL_STAT_3	-1,9201	-2,5908	-1,2494	0,147	0,075	0,287
VL_STAT_4	RK					
VZDEL_1	-0,0377	-0,2437	0,1683	0,963	0,784	1,183
VZDEL_2	0,1576	-0,00019	0,3153	1,171	1	1,371
VZDEL_3	RK					
EA_SAMODEF_2	0,2793	0,0298	0,5289	1,322	1,03	1,697
EA_SAMODEF_3	0,16	-0,0835	0,4035	1,174	0,92	1,497
EA_SAMODEF_4	0,0774	-0,1194	0,2741	1,08	0,887	1,315
EA_SAMODEF_5	0,4843	0,3307	0,6379	1,623	1,392	1,892
EA_SAMODEF_6	0,6206	0,2241	1,0172	1,86	1,251	2,765
EA_SAMODEF_7	0,7547	0,4156	1,0938	2,127	1,515	2,985
EA_SAMODEF_8	RK					
TYP_DOM_2	-0,8973	-1,0715	-0,7231	0,408	0,342	0,485
TYP_DOM_3	-2,2689	-2,4851	-2,0527	0,103	0,083	0,128
TYP_DOM_4	-0,1519	-0,4756	0,1718	0,859	0,622	1,187
TYP_DOM_5	-1,1443	-1,3816	-0,9071	0,318	0,251	0,404
TYP_DOM_6	-1,5508	-1,7753	-1,3263	0,212	0,169	0,265
TYP_DOM_7	-1,7044	-1,9902	-1,4186	0,182	0,137	0,242
TYP_DOM_8	-2,4732	-2,6936	-2,2527	0,084	0,068	0,105
TYP_DOM_9	RK					
CHUD_0	-2,1983	-2,3603	-2,0363	0,111	0,094	0,131
CHUD_1	RK					
HLUK_1	-0,2334	-0,3757	-0,091	0,792	0,687	0,913

	2007					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
HLUK_2	RK					
KRIMI_1	-0,2485	-0,4546	-0,0424	0,78	0,635	0,958
KRIMI_2	RK					

Zdroj: EU SILC 2007, UDB 20/08/2008, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 4.8 Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2008

	2008					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
ST_URB_1	0,4046	0,1061	0,7031	1,499	1,112	2,02
ST_URB_2	0,4491	0,2139	0,6842	1,567	1,239	1,982
ST_URB_3	RK					
KRAJ_1	1,9814	1,6197	2,3432	7,253	5,052	10,414
KRAJ_2	-0,5848	-1,0718	-0,0978	0,557	0,342	0,907
KRAJ_3	0,1544	-0,2397	0,5485	1,167	0,787	1,731
KRAJ_5	-0,0645	-0,4612	0,3322	0,938	0,631	1,394
KRAJ_6	0,272	-0,1062	0,6503	1,313	0,899	1,916
KRAJ_7	-0,0889	-0,477	0,2993	0,915	0,621	1,349
KRAJ_8	0,8499	0,504	1,1958	2,339	1,655	3,306
KRAJ_9	RK					
TYP_OBYD_1	0,8763	0,6268	1,1258	2,402	1,872	3,083
TYP_OBYD_2	0,3011	-0,1387	0,741	1,351	0,87	2,098
TYP_OBYD_3	RK					
VL_STAT_1	-1,1145	-1,4036	-0,8255	0,328	0,246	0,438
VL_STAT_3	-1,1645	-1,7965	-0,5325	0,312	0,166	0,587
VL_STAT_4	RK					
VZDEL_1	0,1578	-0,2259	0,5414	1,171	0,798	1,718
VZDEL_2	0,3718	0,051	0,6926	1,45	1,052	1,999
VZDEL_3	RK					
EA_SAMODEF_2	0,8895	0,4735	1,3056	2,434	1,606	3,69
EA_SAMODEF_3	0,7639	0,3583	1,1694	2,147	1,431	3,22
EA_SAMODEF_4	0,764	0,1029	1,4252	2,147	1,108	4,158
EA_SAMODEF_5	0,355	-0,0156	0,7255	1,426	0,985	2,066
EA_SAMODEF_6	-0,3255	-1,3329	0,6818	0,722	0,264	1,977
EA_SAMODEF_7	1,2132	0,6683	1,758	3,364	1,951	5,801
EA_SAMODEF_8	RK					

	2008					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
TYP_DOM_2	-1,5902	-1,838	-1,3424	0,204	0,159	0,261
TYP_DOM_3	-3,393	-3,807	-2,9791	0,034	0,022	0,051
TYP_DOM_4	-1,31	-1,8523	-0,7676	0,27	0,157	0,464
TYP_DOM_5	-2,0717	-2,4731	-1,6704	0,126	0,084	0,188
TYP_DOM_6	-2,7616	-3,2046	-2,3186	0,063	0,041	0,098
TYP_DOM_7	-2,6212	-3,081	-2,1614	0,073	0,046	0,115
TYP_DOM_8	-4,4702	-4,9843	-3,9561	0,011	0,007	0,019
TYP_DOM_9	RK					
CHUD_0	-2,6833	-2,9149	-2,4518	0,068	0,054	0,086
CHUD_1	RK					
KRIMI_1	0,3469	0,0451	0,6487	1,415	1,046	1,913
KRIMI_2	RK					
VSEOB_ZDR_2	0,374	0,121	0,627	1,454	1,129	1,872
VSEOB_ZDR_3	0,2189	-0,087	0,5249	1,245	0,917	1,69
VSEOB_ZDR_4	RK					
VEK_2	0,7009	0,1335	1,2684	2,016	1,143	3,555
VEK_3	0,7429	0,1234	1,3624	2,102	1,131	3,905
VEK_4	0,9923	0,313	1,6716	2,697	1,368	5,321
VEK_5	RK					
ROD_STAV_1	1,1034	0,3695	1,8373	2,9527	1,4390	6,0263
ROD_STAV_4	1,2491	0,4592	2,0389	3,2932	1,5515	6,9093
ROD_STAV_5	1,3948	0,5490	2,2405	3,6337	1,6640	7,7923
ROD_STAV_6	RK					

Zdroj: EU SILC 2008, UDB 10/09/2009, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 4.9 Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2009

	2009					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
KRAJ_1	1,0175	0,756	1,279	2,766	2,13	3,593
KRAJ_2	-0,239	-0,5289	0,0509	0,787	0,589	1,052
KRAJ_3	0,023	-0,2331	0,2791	1,023	0,792	1,322
KRAJ_5	-0,1775	-0,4412	0,0863	0,837	0,643	1,09
KRAJ_6	-0,0256	-0,2727	0,2215	0,975	0,761	1,248
KRAJ_7	-0,3448	-0,5964	-0,0931	0,708	0,551	0,911
KRAJ_8	-0,6171	-0,8887	-0,3454	0,54	0,411	0,708

	2009					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
KRAJ_9	RK					
TYP_OBYD_1	0,7072	0,5512	0,8632	2,028	1,735	2,371
TYP_OBYD_2	-0,1416	-0,4835	0,2003	0,868	0,617	1,222
TYP_OBYD_3	RK					
VL_STAT_1	-0,6288	-0,8501	-0,4074	0,533	0,427	0,665
VL_STAT_3	-1,4984	-2,1712	-0,8257	0,223	0,114	0,438
VL_STAT_4	RK					
VZDEL_1	-0,3677	-0,6336	-0,1017	0,692	0,531	0,903
VZDEL_2	-0,2745	-0,4874	-0,0616	0,76	0,614	0,94
VZDEL_3	RK					
TYP_DOM_2	-1,4231	-1,6925	-1,1537	0,241	0,184	0,315
TYP_DOM_3	-2,2492	-2,5524	-1,9459	0,105	0,078	0,143
TYP_DOM_4	-0,7864	-1,2906	-0,2822	0,455	0,275	0,754
TYP_DOM_5	-1,3316	-1,6719	-0,9912	0,264	0,188	0,371
TYP_DOM_6	-1,6636	-2,0351	-1,292	0,189	0,131	0,275
TYP_DOM_7	-2,0181	-2,4727	-1,5636	0,133	0,084	0,209
TYP_DOM_8	-2,5797	-2,8937	-2,2656	0,076	0,055	0,104
TYP_DOM_9	RK					
CHUD_0	-1,9293	-2,1304	-1,7283	0,145	0,119	0,178
CHUD_1	RK					
ZAKL_EA_2	0,8458	0,6006	1,091	2,33	1,823	2,977
ZAKL_EA_3	-0,2454	-0,5408	0,0501	0,782	0,582	1,051
ZAKL_EA_4	0,5761	0,3379	0,8144	1,779	1,402	2,258
ZAKL_EA_5	RK					
VEK_2	0,06	-0,2349	0,3549	1,062	0,791	1,426
VEK_3	-0,2144	-0,576	0,1473	0,807	0,562	1,159
VEK_4	-0,5201	-0,973	-0,0672	0,594	0,378	0,935
VEK_5	RK					
ROD_STAV_1	-0,3255	-0,5827	-0,0684	0,722	0,558	0,934
ROD_STAV_4	0,1876	-0,1026	0,4777	1,206	0,902	1,612
ROD_STAV_5	0,1539	-0,1202	0,428	1,166	0,887	1,534
ROD_STAV_6	RK					

Zdroj: EU SILC 2009, UDB 17/12/2010, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 4.10 Odhad parametrov a pomeru šanci modelu logistickej regresie za rok 2011

	2011					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šanci	95% interval	
ST_URB_1	0,5267	0,2818	0,7716	1,693	1,326	2,163
ST_URB_2	0,0745	-0,1235	0,2725	1,077	0,884	1,313
ST_URB_3	RK					
KRAJ_1	0,5239	0,20477	0,8431	1,689	1,227	2,324
KRAJ_2	-0,6356	-0,988	-0,2831	0,53	0,372	0,753
KRAJ_3	0,0673	-0,2332	0,3679	1,07	0,792	1,445
KRAJ_5	-0,4528	-0,7587	-0,1469	0,636	0,468	0,863
KRAJ_6	-0,35	-0,6566	-0,0435	0,705	0,519	0,957
KRAJ_7	-0,7755	-1,0768	-0,4741	0,46	0,341	0,622
KRAJ_8	-0,3501	-0,6432	-0,0569	0,705	0,526	0,945
KRAJ_9	RK					
TYP_OBYD_1	0,8345	0,6316	1,0374	2,304	1,881	2,822
TYP_OBYD_2	-0,2375	-0,6325	0,1575	0,789	0,531	1,171
TYP_OBYD_3	RK					
VL_STAT_1	-0,5636	-0,8354	-0,2919	0,569	0,434	0,747
VL_STAT_3	-1,3509	-2,0929	-0,6089	0,259	0,123	0,544
VL_STAT_4	RK					
EA_SAMODEF_2	1,0644	0,7757	1,3531	2,899	2,172	3,87
EA_SAMODEF_3	0,7665	0,4731	1,0598	2,152	1,605	2,886
EA_SAMODEF_4	0,0151	-0,4221	0,4522	1,015	0,656	1,572
EA_SAMODEF_5	0,5134	0,1506	0,8762	1,671	1,162	2,402
EA_SAMODEF_6	0,5036	0,0534	0,9538	1,655	1,055	2,596
EA_SAMODEF_7	0,1569	-0,3248	0,6385	1,17	0,723	1,894
EA_SAMODEF_8	RK					
TYP_DOM_2	-1,2041	-1,4697	-0,9385	0,3	0,23	0,391
TYP_DOM_3	-2,4611	-2,8034	-2,1188	0,085	0,061	0,12
TYP_DOM_4	-0,7506	-1,1983	-0,3029	0,472	0,302	0,739
TYP_DOM_5	-0,9674	-1,3001	-0,6346	0,38	0,273	0,53
TYP_DOM_6	-1,3289	-1,664	-0,9938	0,265	0,189	0,37
TYP_DOM_7	-1,5659	-1,9518	-1,18	0,209	0,142	0,307
TYP_DOM_8	-2,784	-3,1247	-2,4433	0,062	0,044	0,087
TYP_DOM_9	RK					
CHUD_0	-2,7886	-2,9758	-2,6015	0,062	0,051	0,074

	2011					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
CHUD_1	RK					
VEK_2	-0,2518	-0,6303	0,1267	0,777	0,532	1,135
VEK_3	-0,4237	-0,8486	0,00121	0,655	0,428	1,001
VEK_4	-0,8263	-1,3656	-0,2869	0,438	0,255	0,751
VEK_5	RK					

Zdroj: EU SILC 2011, UDB 22/11/2012, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Tabuľka 4.11 Odhad parametrov a pomeru šancí modelu logistickej regresie za rok 2016

	2016					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
KRAJ_1	0,1102	-0,1844	0,4048	1,116	0,832	1,499
KRAJ_2	-0,0157	-0,3387	0,3072	0,984	0,713	1,36
KRAJ_3	-0,2254	-0,5516	0,1007	0,798	0,576	1,106
KRAJ_5	-0,6019	-0,9263	-0,2775	0,548	0,396	0,758
KRAJ_6	-0,3949	-0,7068	-0,083	0,674	0,493	0,92
KRAJ_7	-0,54	-0,8487	-0,2313	0,583	0,428	0,793
KRAJ_8	-0,3362	-0,6365	-0,0359	0,714	0,529	0,965
KRAJ_9	RK					
VL_STAT_1	-0,4535	-0,6973	-0,2097	0,635	0,498	0,811
VL_STAT_3	-0,9115	-1,6045	-0,2184	0,402	0,201	0,804
VL_STAT_4	RK					
EA_SAMODEF_2	0,9877	0,6898	1,2856	2,685	1,993	3,617
EA_SAMODEF_3	0,8413	0,5482	1,1345	2,319	1,73	3,11
EA_SAMODEF_4	0,1367	-0,1855	0,459	1,147	0,831	1,582
EA_SAMODEF_5	0,1801	-0,0579	0,418	1,197	0,944	1,519
EA_SAMODEF_6	-0,1332	-0,6022	0,3357	0,875	0,548	1,399
EA_SAMODEF_7	0,6916	0,3038	1,0795	1,997	1,355	2,943
EA_SAMODEF_8	RK					
TYP_DOM_2	-1,7086	-1,9478	-1,4693	0,181	0,143	0,23
TYP_DOM_3	-2,9766	-3,3111	-2,6421	0,051	0,036	0,071
TYP_DOM_4	-0,9848	-1,4187	-0,5509	0,374	0,242	0,576
TYP_DOM_5	-1,4131	-1,7295	-1,0966	0,243	0,177	0,334
TYP_DOM_6	-1,9466	-2,2668	-1,6265	0,143	0,104	0,197
TYP_DOM_7	-2,9273	-3,3704	-2,4842	0,054	0,034	0,083
TYP_DOM_8	-3,3397	-3,671	-3,0084	0,035	0,025	0,049

	2016					
	Odhad Parametra	95% interval		Odhad šancí	95% interval	
TYP_DOM_9	RK					
CHUD_0	-2,8125	-3,0098	-2,6152	0,06	0,049	0,073
CHUD_1	RK					
ŠPINA_1	0,3513	0,1215	0,581	1,421	1,129	1,788
ŠPINA_2	RK					

Zdroj: EU SILC 2016, UDB 27/04/2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Poznámka

Pre lepšiu orientáciu v tabuľke sme zvolili farebné označenie buniek, v ktorých sa nachádzajú hodnoty odhadnutých parametrov a odhadov pomeru šancí.

Pri odhadnutých parametrov bola zvolená táto farebná škála:



Minimum

Stredový bod

Maximum

(najnižšia hodnota)

(50. percentil)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty odhadnutých parametrov sú z intervalu od -4,4702 do 1,9814.

Pri odhadov pomeru šancí bola zvolená táto farebná škála:



Minimum

Stredový bod

Maximum

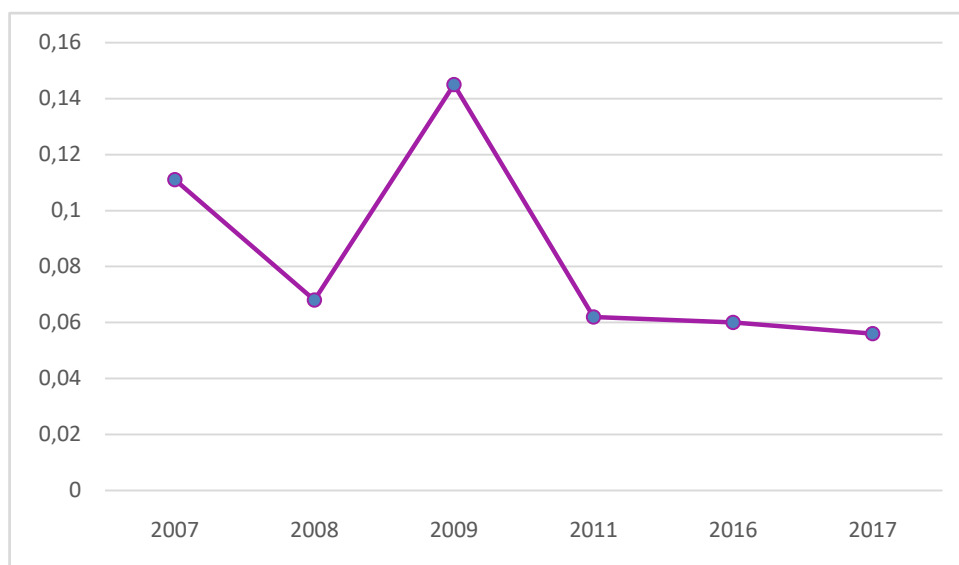
(najnižšia hodnota)

(50. percentil)

(najvyššia hodnota)

Hodnoty odhadov pomeru šancí sú z intervalu od 0,011 do 7,253.

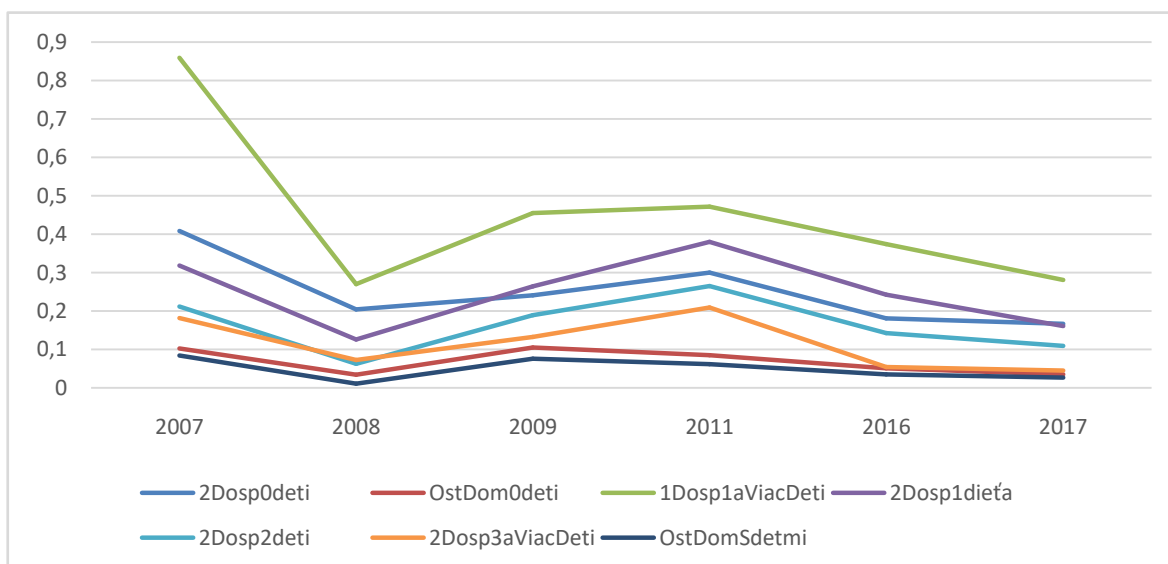
Interpretácia hodnôt všetkých odhadnutých parametrov pre 5 modelov vytvorených na základe údajov z rokov 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016 by bola kontraproduktívna, preto sme zvolili pre porovnanie výsledkov grafický spôsob porovnania pomerov šancí u tých premenných, kde boli pomery šancí najväčšie. Išlo o premenné: Chudoba, Typ domácnosti a Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity.



Obrázok 4.5 Odhady pomeru šancí pre kategóriu nie chudobných voči chudobným v období rokov 2007 - 2017

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Obrázok 4.5 znázorňuje vývoj pomeru šancí pre kategóriu nie chudobných a kategóriu chudobných. Najväčší nárast pomeru šancí môžeme evidovať medzi rokmi 2008 a 2009, kedy narástol z hodnoty 0,068 na hodnotu 0,145. Najväčší pokles pomeru je badateľný pri porovnaní roku 2011 s rokom 2009, kedy sa pomer šancí vrátil na úroveň z roku 2008 (pokles z hodnoty 0,145 na hodnotu 0,062). Do roku 2017 sa pomer šancí pre nie chudobných a chudobných udržiava na približne rovnakej úrovni.



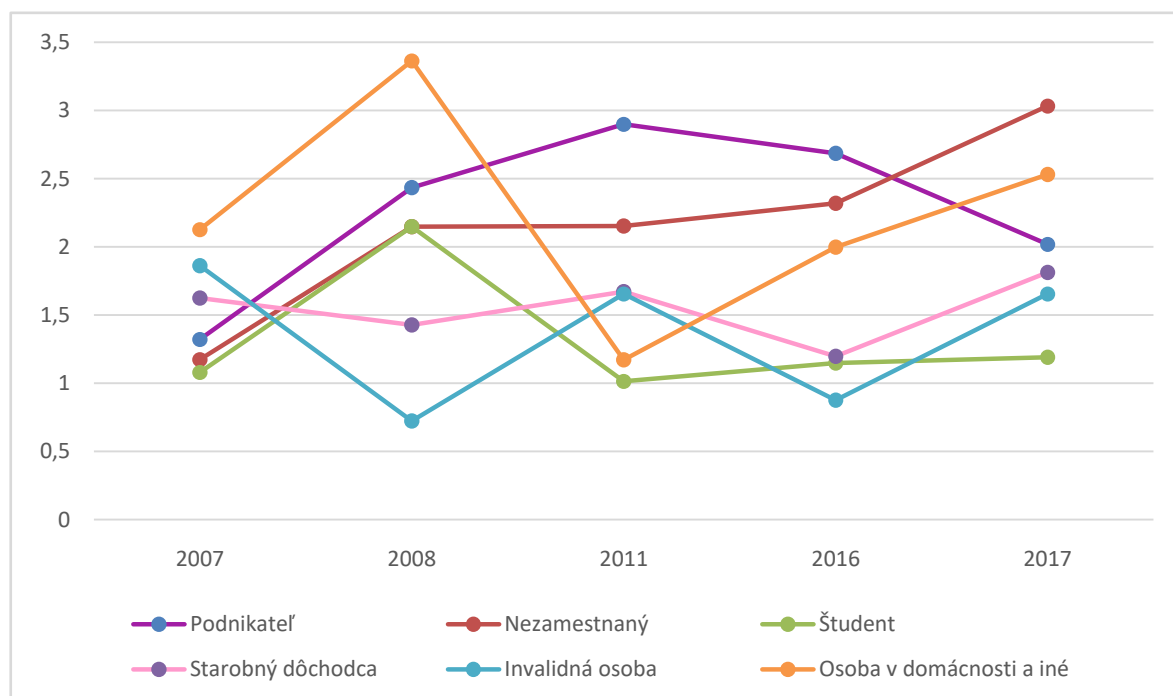
Obrázok 4.6 Odhady pomerov šancí pre kategórie (umelé premenné) premennej Typ domácnosti (2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017)

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Ak sledujeme pomery šancí pre umelé premenné vytvorené na základe kategórií premennej Typ domácností a referenčnej kategórie, ktorou je jednočlenná domácnosť, v rokoch 2007 až 2017, môžeme vidieť, že vývoj ich hodnôt má rovnaký priebeh pre takmer všetky kategórie. Výnimkou je len podiel šance pre kategóriu ostatných domácností bez závislých detí a kategóriu ostatných domácností so závislými deťmi, pri porovnávaní so šancou referenčnej kategórie – jednočlennej domácnosti. Pomer šancí pre tieto dve kategórie v rokoch 2009 a 2011 poklesol pričom pri ostatných kategóriách v daných rokoch narástol.

K najväčšiemu pokles pomeru šancí došlo u kategórie domácnosti s jedným dospelým a jedným alebo viac závislými deťmi v roku 2008 (pomer šancí bol 0,859) v porovnaní s rokom 2007 (pomer šancí bol 0,27), ale aj napriek tomu sa pomer šancí pre túto kategóriu dlhodobo udržiava na najvyššej úrovni.

Druhú najväčšiu hodnotu sme zaznamenali pri porovnávaní šance osôb žijúcich v domácnostiach dvoch dospelých s jedným závislým dieťaťom a jednočlennej domácnosti. Pomer týchto šancí dosiahol v roku 2011 hodnotu 0,38. V roku 2009 bol tento pomer vyšší ako pomer šancí kategórie 2 dospelých bez závislých detí a referenčnej kategórie (nárast z hodnoty 0,241 na hodnotu 0,264).



Obrázok 4.7 Odhad pomerov šancí pre kategórie (umelé premenné) premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity v období rokov 2007 - 2017

Zdroj: EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017, SAS Enterprise Guide 5.1, vlastné spracovanie

Najnižšie hodnoty pomeru šancí evidujeme vo všetkých rokoch pre kategóriu ostatné domácnosti so závislými deťmi (od 0,024 po 0,027) a kategóriu ostatné domácnosti bez závislých detí (od 0,103 po 0,027).

Na obrázku 4.7 môžeme sledovať vývoj pomeru šancí pre kategórie premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity.

Ak porovnáваме pomer šancí (že bude zaťažený nákladmi na bývanie) nezamestnaného s pomerom šancí zamestnaného, tento pomer v podstate systematicky rastie medzi jednotlivými rokmi a v roku 2017 dosahuje najväčšiu hodnotu (3,033).

Väčšie hodnoty pomeru šancí sú evidentné pri porovnávaní šance podnikateľa s nezamestnaným a to vo všetkých rokoch s výnimkou roku 2017. Vývoj pomeru šancí má parabolický priebeh (najväčšiu hodnotu 2,899 dosahuje v roku 2011).

Najväčšie výkyvy sú vo vývoji pomeru šancí pre kategóriu ostatné domácnosti a iné. V roku 2008 pomer šancí dosiahol najvyššiu hodnotu (3,364) a v roku 2011 došlo k jeho najväčšiemu poklesu (z hodnoty 3,364 na hodnotu 1,17).

U kategórie starobný dôchodca sa pomer šancí udržiava na približne rovnakej úrovni a je dlhodobo jeden z najnižších (od 1,623 do 1,812).

Ak porovnáваме pomer šancí v roku 2016 s rokom 2017, môžeme konštatovať nárast hodnôt u takmer všetkých kategórií s výnimkou kategórie podnikateľ, pre ktorú vyčíslený pomer šancí v roku 2017 klesol z hodnoty 2,685 na hodnotu 2,019.

Záver

Predmetom tejto práce bola problematika finančnej dostupnosti bývania na Slovensku. Využili sme relatívny koncept, ktorý je založený na meraní zaťaženia domácností (osôb v nich žijúcich) nákladmi na bývanie. Pri identifikácii takýchto domácností, bola použitá metodika Eurostatu. Podľa nej sa za zaťaženú nákladmi na bývanie považuje domácnosť, ktorej výdavky na bývanie (očistené o príspevky na bývanie) predstavujú viac ako 40 percent disponibilného príjmu (očisteného o príspevky na bývanie). Zaťažené sa potom považujú aj osoby, ktoré v takejto domácnosti žijú.

Primárnym cieľom práce bolo identifikovať faktory, ktoré môžu ovplyvniť takto definovanú dostupnosť/nedostupnosť bývania. Sledujúc jeho naplnenie, použili sme rôzne štatistické nástroje, ako je testovanie závislosti medzi dvojicami premenných, meranie sily tejto závislosti a výsledky modelu binárnej logistickej regresie.

Zdrojom údajov pre uskutočnené analýzy boli výsledky štatistického zisťovania EU SILC na Slovensku pre roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016 a 2017. Východiskom pre určenie týchto časových období bol vývoj miery zaťaženia nákladmi na bývanie a snaha o spracovanie aktuálnych údajov. Databázy boli poskytnuté Štatistickým úradom SR a spracované v safe centre tejto inštitúcie s využitím programu SAS Enterprise Guide.

Po nevyhnutných úpravách databázy (zlučovanie kategórií, kategorizovanie hodnôt číselných spojitých premenných, zmena kódovania obmien kategoriálnych premenných) sme vytvorili ako prvý model logistickej regresie pre rok 2017. Pomocou neho boli identifikované ako premenné štatisticky významne ovplyvňujúce zaťaženie nákladmi na bývanie: Stupeň urbanizácie, Kraj, Typ obydla, Vlastnícky status, Vzdelanie, Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity, Typ domácnosti a Pod hranicou rizika chudoby.

Rovnaký metodický postup, ako bol použitý na dátach EU SILC 2017, bol zopakovaný aj na databázach zisťovania EU SILC 2007, 2008, 2009, 2011 a 2016. Identickosť sa dotýkala hlavne spôsobu úpravy vstupných premenných a definovania referenčnej kategórie pri vytváraní umelých premenných. Okrem modelu logistickej regresie bola uskutočnená analýza vzťahov medzi dvojicami premenných. Použili sme na to chí-kvadrát test nezávislosti a silu tejto závislosti sme kvantifikovali pomocou koeficienta Cramerovho V.

Na základe vytvorených modelov logistickej regresie sa ukázali štatisticky významnými premennými vo všetkých rokoch premenné: Kraj, Vlastnícky status, Typ

domácnosti a Chudoba. V takmer všetkých rokoch štatisticky významne pôsobili premenné: Typ obydla (okrem roku 2016) a Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity (okrem roku 2009). Ako premenné, ktoré najsilnejšie vplývali na zaťaženie nákladmi na bývanie sa ukázali Typ domácnosti (v rokoch 2007, 2008 a 2009) a premenná Chudoba (v rokoch 2011, 2016 a 2017). Najslabší vplyv na zaťaženie nákladmi na bývanie vo všetkých rokoch (v ktorých tieto premenné pôsobili štatisticky významne) mali premenné Kraj a Vlastnícky status.

Hodnoty odhadnutých pomerov šancí u týchto premenných (umelých premenných, ktorými boli nahradené) nás zaujímali z hľadiska vývoja ich hodnôt v sledovanom období. Grafický spôsob porovnania hodnôt pomerov šancí v sledovaných rokoch sme uplatnili u tých premenných, kde boli pomery šancí najväčšie. Jednalo sa o tieto premenné: Chudoba, Typ domácnosti a Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity. Najväčší nárast pomeru šancí pri premennej Chudoba bol medzi rokmi 2008 a 2009, kedy narástol z hodnoty 0,068 na hodnotu 0,145 a najväčší pokles bol pri porovnaní roku 2011 s rokom 2009. Pri premennej Typ domácnosti, kde bola referenčnou kategóriou jednočlenná domácnosť, sme zistili, že vývoj hodnôt mal vo všetkých rokoch rovnaký priebeh takmer pre všetky kategórie. U premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity sa prejavil systematický nárast hodnôt pomeru šance nezamestnaného a šance zamestnaného.

Ak porovnáваме hodnotu Cramerovho V merajúceho silu závislosti medzi každou z týchto premenných a premenou Zaťaženie nákladmi na bývanie medzi rokmi 2007 a 2017, musíme konštatovať, že závislosť sa zintenzívnila. Hodnota tohto koeficienta narástla u premennej Chudoba z hodnoty 0,2922 v roku 2007 na hodnotu 0,3911, u premennej Typ domácnosti sa zvýšila z hodnoty 0,2212 na hodnotu 0,3176 a pri premennej Aktuálny samo-definovaný status ekonomickej aktivity vzrástla z hodnoty 0,1481 (rok 2007) na hodnotu 0,1908 (rok 2017).

Zoznam použitej literatúry

BOEREE, G. 2006. Personality Theories. [online], [cit. 2020-02-15]. In: *webspace.ship.edu*. Dostupné na internete:

<<https://webspace.ship.edu/cgboer/maslow.html>>

Bytová politika a bývanie. (2017). [online], [cit. 2019-12-17]. Ministerstvo dopravy a výstavby SR. Dostupné z: <https://www.slovensko.sk/sk/agendy/agenda/_bytova-politika-a-byvanie-578/>

EUROSTAT. (2019). Eurostat regional yearbook. [online], [cit. 2020-01-24]. ISBN 978-92-76-03505-3. Dostupné z:

<<https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3217494/10095393/KS-HA-19-001-EN-N.pdf/d434affa-99cd-4ebf-a3e3-6d4a5f10bb07>>

HANCOCK, K.E. (1993). 'Can Pay? Won't Pay?' or Economic Principles of 'Affordability'. [online], [cit. 2019-12-09]. *Urban Studies*,30(1), 127-145. ISSN 0042-0980. Dostupné z: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1080/00420989320080081>>

LABUDOVÁ, V. – SIPKOVÁ, Ľ. (2018). Finančná dostupnosť bývania v krajinách EÚ 28. [online], [cit. 2020-01-20]. In: *Relik 2018: Reproduction of humancapital – links and context*, November 8 - 9, 2018. s. 195-204. ISBN 978-80-245-2281-4. Dostupné z:<<https://relik.vse.cz/2018/download/pdf/163-Labudova-Viera-paper.pdf>>

LUX, M. *Housing policy and housing finance in the Czech Republic during transition: an example of the schism between the still-living past and the need of reform*. (2009). [online], [cit. 2019-12-11]. Netherlands: Delft University of Technology. ISBN 978-1-60750-058-2. Dostupné z: <https://www.researchgate.net/publication/41782343_Housing_policy_and_housing_finance_in_the_Czech_Republic_during_transition_an_example_of_the_schism_between_the_still-living_past_and_the_need_of_reform>

MACLENNAN, D. – WILLIAMS, R. (1990). *Affordable housing in Britain and America*. York : Joseph Rowntree Foundation.

MOSTAFA, A. – WONG, F. - HUI, C. (2006). Relationship between Housing Affordability and Economic Development in Mainland China—Case of Shanghai. [online], [cit. 2019-12-09]. *Journal of Urban Planning and Development*, 132(1), 62-70. ISSN 0733-9488. Dostupné z:

<https://www.researchgate.net/publication/273435957_Relationship_between_Housing_Affordability_and_Economic_Development_in_Mainland_China-Case_of_Shanghai>

MULLINER, E. K. (2012). *A model for the complex assessment of sustainable housing affordability*: Doctoral thesis. [online], [cit. 2019-12-08]. Liverpool: John Moores University. Dostupné na internete:

<<http://researchonline.ljmu.ac.uk/id/eprint/6183/1/589785.pdf>>

PACÁKOVÁ, V. a kol. *Štatistické metódy pre ekonómov*. (2009). Bratislava: Iura Edition. 405 s. ISBN 978-80-8078-284-9.

QUAN, G. – HILL, R. (2009). Measuring housing affordability: Looking beyond the median. [online], [cit. 2019-12-09]. *Journal of Housing Economics*, 18(2), 115-125. ISSN 10511377. Dostupné z:

<<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1051137709000163>>

RUBLÍKOVÁ, E. – LABUDOVÁ, V. – SANDTNEROVÁ, S. (2009). *Analýza kategoriálnych údajov*. Bratislava : Vydavateľstvo EKONÓM. ISBN 978-80-225-2710-1.

STANKOVIČOVÁ, I. – VOJTKOVÁ, M. (2007). *Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami*. 1. vyd., Bratislava: IURA Edition, 261 s. ISBN 978-80-8078-152-1.

STONE, M. (2006). What is housing affordability? The case for the residual income approach. [online], [cit. 2019-12-09]. *Housing Policy Debate*, 17(1), 151-184. ISSN 1051-1482. Dostupné z:

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10511482.2006.9521564>>

ŠPIRKOVÁ, D. (2018). *Housing Policy in the Slovak Republic*. [online], [cit. 2019-12-10]. 10.5772/intechopen.78611. IntechOpen. ISBN 978-1-78984-654-6. Dostupné z:

<<https://www.intechopen.com/books/housing/housing-policy-in-the-slovak-republic>>

TEREK, M. – HORNÍKOVÁ, A. – LABUDOVÁ, V. (2010). *Hĺbková analýza údajov*. Bratislava: Iura edition. ISBN 978-80-8078-336-5.

TORLUCCIO, G. – DORAKH, A. (2011). Housing Affordability and Methodological Principles: An Application. [online], [cit. 2019-12-09]. *International Research Journal of Finance and Economics*. 79, 64-78. Dostupné z: <https://www.researchgate.net/publication/286747360_Housing_Affordability_and_Methodological_Principles_An_Application>.

VALENTOVÁ, B. – KOHOUT, J. (1997). *Bydlení a bytová politika v Evropské Unii*. [online], [cit. 2019-12-17]. Praha: Ministerstvo pro místní rozvoj České republiky, 67 s. Dostupné z:

<<https://samba.fsv.cuni.cz/~cabanova/SPPRAXE2008/BYTOVÁ%20POLITIKA/fVALENTOVÁ.pdf>>

WHITEHEAD, CH. (1991). From Need to Affordability: An Analysis of UK Housing Objectives. [online], [cit. 2019-12-09]. *Urban Studies*, 28(6), 871-887. ISSN 0042-0980. Dostupné z: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1080/00420989120081101>>

[https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)_methodology_-_housing_conditions&oldid=356213](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)_methodology_-_housing_conditions&oldid=356213) [cit. 2020-01-24]

Bytová politika a bývanie. <https://www.slovensko.sk/sk/agendy/agenda/bytova-politika-a-byvanie578> [cit. 2020-01-24]

Zoznam príloh

Príloha 1: Frekvenčné tabuľky za rok 2017

Príloha 2: Výsledky testovania významnosti regresie za roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017

Príloha 3: Testovanie významnosti hlavných efektov za roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017

Príloha 4: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2007

Príloha 5: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2008

Príloha 6: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2009

Príloha 7: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2011

Príloha 8: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2016

Príloha 9: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2017

Príloha 1: Frekvenčné tabuľky za rok 2017

Tabuľka 1: Kontingenčná tabuľka premenných ST_URB a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
ST_URB	Frequency	3 038	240	3 278
1	Col Pct	24,03	22,49	
2	Frequency	4 396	396	4 792
	Col Pct	34,78	37,11	
3	Frequency	5 206	431	5 637
	Col Pct	41,19	40,39	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 2: Kontingenčná tabuľka premenných ŠPINA a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
ŠPINA	Frequency	1 263	157	1 420
1	Col Pct	9,99	14,71	
2	Frequency	11 377	910	12 287
	Col Pct	90,01	85,29	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 3: Kontingenčná tabuľka premenných TYP_OBYD a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
TYP_OBYD	Frequency	6 101	474	6 575
1	Col Pct	48,27	44,42	
2	Frequency	229	15	244
	Col Pct	1,81	1,41	
3	Frequency	881	126	1 007
	Col Pct	6,97	11,81	
4	Frequency	5 397	434	5 831
	Col Pct	42,7	40,67	
5	Frequency	32	18	50
	Col Pct	0,25	1,69	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 4: Kontingenčná tabuľka premenných KRAJ a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
KRAJ	Frequency	1 890	125	2 015
1	Percent	13,79	0,91	14,7
	Col Pct	14,95	11,72	
2	Frequency	1 254	125	1 379
	Col Pct	9,92	11,72	
3	Frequency	1 528	93	1 621
	Col Pct	12,09	8,72	
4	Frequency	1 414	150	1 564
	Col Pct	11,19	14,06	
5	Frequency	1 508	99	1 607
	Col Pct	11,93	9,28	
6	Frequency	1 571	133	1 704
	Col Pct	12,43	12,46	
7	Frequency	1 815	168	1 983
	Col Pct	14,36	15,75	
8	Frequency	1 660	174	1 834
	Col Pct	13,13	16,31	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 5: Kontingenčná tabuľka premenných VL_STAT a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
VL_STAT	Frequency	10 403	776	11 179
1	Col Pct	82,3	72,73	
2	Frequency	1 325	96	1 421
	Col Pct	10,48	9	
3	Frequency	758	161	919
	Col Pct	6	15,09	
4	Frequency	46	11	57
	Col Pct	0,36	1,03	
5	Frequency	108	23	131
	Col Pct	0,85	2,16	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 6: Kontingenčná tabuľka premenných HLUK a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
HLUK	Frequency	1 582	197	1 779
1	Col Pct	12,52	18,46	
2	Frequency	11 058	870	11 928
	Col Pct	87,48	81,54	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 7: Kontingenčná tabuľka premenných KRIMI a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
KRIMI	Frequency	806	108	914
1	Col Pct	6,38	10,12	
2	Frequency	11 834	959	12 793
	Col Pct	93,62	89,88	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 8: Kontingenčná tabuľka premenných ROD_STAV a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
ROD_STAV	Frequency	3 884	331	4 215
1	Col Pct	30,73	31,02	
2	Frequency	6 837	354	7 191
	Col Pct	54,09	33,18	
4	Frequency	1 090	216	1 306
	Col Pct	8,62	20,24	
5	Frequency	829	166	995
	Col Pct	6,56	15,56	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 9: Kontingenčná tabuľka premenných VZDEL a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
VZDEL	Frequency	28	0	28
0	Col Pct	0,22	0	
100	Frequency	58	20	78
	Col Pct	0,46	1,87	
200	Frequency	1 815	256	2 071
	Col Pct	14,36	23,99	
300	Frequency	6 094	524	6 618
	Col Pct	48,21	49,11	
344	Frequency	379	21	400
	Col Pct	3	1,97	
352	Frequency	9	1	10
	Col Pct	0,07	0,09	
353	Frequency	353	31	384
	Col Pct	2,79	2,91	
354	Frequency	1 160	70	1 230
	Col Pct	9,18	6,56	
400	Frequency	213	25	238
	Col Pct	1,69	2,34	
450	Frequency	34	7	41
	Col Pct	0,27	0,66	
500	Frequency	36	4	40
	Col Pct	0,28	0,37	
600	Frequency	404	24	428
	Col Pct	3,2	2,25	
700	Frequency	1 971	80	2 051
	Col Pct	15,59	7,5	
800	Frequency	86	4	90
	Col Pct	0,68	0,37	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 10: Kontingenčná tabuľka premenných POHL a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
POHL	Frequency	5 976	415	6 391
1	Col Pct	47,28	38,89	
2	Frequency	6 664	652	7 316
	Col Pct	52,72	61,11	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 11: Kontingenčná tabuľka premenných VSEOB_ZDR a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
VSEOB_ZDR	Frequency	2 833	164	2 997
1	Col Pct	22,53	15,41	
2	Frequency	5 220	372	5 592
	Col Pct	41,51	34,96	
3	Frequency	2 840	312	3 152
	Col Pct	22,58	29,32	
4	Frequency	1 316	170	1 486
	Col Pct	10,46	15,98	
5	Frequency	367	46	413
	Col Pct	2,92	4,32	
Total	Frequency	12 576	1 064	13 640
	Percent	92,2	7,8	100
Frequency Missing = 67				

Tabuľka 12: Kontingenčná tabuľka premenných CHUD a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
CHUD	Frequency	11 736	510	12 246
0	Col Pct	92,85	47,8	
1	Frequency	904	557	1 461
	Col Pct	7,15	52,2	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 13: Kontingenčná tabuľka premenných ZAKL_EA a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
ZAKL_EA	Frequency	6 682	278	6 960
1	Col Pct	52,86	26,05	
2	Frequency	577	167	744
	Col Pct	4,56	15,65	
3	Frequency	3 504	436	3 940
	Col Pct	27,72	40,86	
4	Frequency	1 877	186	2 063
	Col Pct	14,85	17,43	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 14: Kontingenčná tabuľka premenných EA_SAMODEF a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
EA_SAMODEF	Frequency	5 730	184	5 914
1	Col Pct	45,33	17,24	
2	Frequency	180	17	197
	Col Pct	1,42	1,59	
3	Frequency	744	68	812
	Col Pct	5,89	6,37	
4	Frequency	27	9	36
	Col Pct	0,21	0,84	
5	Frequency	577	167	744
	Col Pct	4,56	15,65	
6	Frequency	1 104	71	1 175
	Col Pct	8,73	6,65	
7	Frequency	3 504	436	3 940
	Col Pct	27,72	40,86	
8	Frequency	420	52	472
	Col Pct	3,32	4,87	
10	Frequency	59	15	74
	Col Pct	0,47	1,41	
11	Frequency	295	48	343
	Col Pct	2,33	4,5	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Tabuľka 15: Kontingenčná tabuľka premenných TYP_DOM a HCB_BIN

		HCB_BIN		Total
		0	1	
TYP_DOM	Frequency	724	372	1 096
5	Col Pct	5,73	34,86	
6	Frequency	1 276	124	1 400
	Col Pct	10,09	11,62	
7	Frequency	1 562	120	1 682
	Col Pct	12,36	11,25	
8	Frequency	3 319	65	3 384
	Col Pct	26,26	6,09	
9	Frequency	174	53	227
	Col Pct	1,38	4,97	
10	Frequency	926	93	1 019
	Col Pct	7,33	8,72	
11	Frequency	1 136	94	1 230
	Col Pct	8,99	8,81	
12	Frequency	390	42	432
	Col Pct	3,09	3,94	
13	Frequency	3 133	104	3 237
	Col Pct	24,79	9,75	
Total	Frequency	12 640	1 067	13 707
	Percent	92,22	7,78	100

Príloha 2: Výsledky testovania významnosti regresie za roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017

Tabuľka 16: Testovanie modelu ako celku za rok 2007

2007: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	2417,795	31	<,0001
Score	2607,304	31	<,0001
Wald	1773,5627	31	<,0001

Tabuľka 17: Testovanie modelu ako celku za rok 2008

2008: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	2191,8448	35	<,0001
Score	3022,0372	35	<,0001
Wald	1235,1933	35	<,0001

Tabuľka 18: Testovanie modelu ako celku za rok 2009

2009: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	1599,9039	30	<,0001
Score	1704,8031	30	<,0001
Wald	1176,9826	30	<,0001

Tabuľka 19: Testovanie modelu ako celku za rok 2011

2011: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	1984,7961	30	<,0001
Score	2837,2499	30	<,0001
Wald	1495,0341	30	<,0001

Tabuľka 20: Testovanie modelu ako celku za rok 2016

2016: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	1996,2175	24	<,0001
Score	2777,6313	24	<,0001
Wald	1428,9810	24	<,0001

Tabuľka 21: Testovanie modelu ako celku za rok 2017

2017: Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq
Likelihood Ratio	2565,1856	30	<,0001
Score	3441,6742	30	<,0001
Wald	1629,9957	30	<,0001

Príloha 3: Testovanie významnosti hlavných efektov za roky 2007, 2008, 2009, 2011, 2016, 2017

Tabuľka 22: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2007

Analysis of Effects 2007			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
ST_URB	2	26,9262	<,0001
KRAJ	7	60,4274	<,0001
TYP_OBYD	2	14,6947	0,0006
VL_STAT	2	183,13	<,0001
HLUK	1	10,3251	0,0013
KRIMI	1	5,587	0,0181
VZDEL_UPR	2	9,2526	0,0098
EA_SAMODEF	6	57,4584	<,0001
TYP_DOM	7	749,9127	<,0001
CHUD	1	707,2252	<,0001

Tabuľka 23: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2008

Analysis of Effects 2008			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
ST_URB	2	15,0909	0,0005
KRAJ	7	229,4743	<,0001
TYP_OBYD	2	48,0664	<,0001
VL_STAT	2	57,383	<,0001
KRIMI	1	5,0754	0,0243
VZDEL_UPR	2	7,2424	0,0267
VSEOB_ZDR	2	8,5357	0,014
EA_SAMODEF	6	39,4056	<,0001
VEK	3	9,0242	0,029
TYP_DOM	7	505,054	<,0001
CHUD	1	515,8419	<,0001

Tabuľka 24: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2009

Analysis of Effects 2009			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
KRAJ	7	161,6851	<,0001
TYP_OBYD	2	89,0338	<,0001
VL_STAT	2	38,6779	<,0001
ROD_STAV	3	13,7177	0,0033
VZDEL_UPR	2	8,0544	0,0178
ZAKL_EA	3	62,8896	<,0001
VEK	3	10,2526	0,0165
TYP_DOM	7	346,8059	<,0001
CHUD	1	353,7609	<,0001

Tabuľka 25: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2011

Analysis of Effects 2011			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
ST_URB	2	19,4242	<,0001
KRAJ	7	83,0696	<,0001
TYP_OBYD	2	78,2543	<,0001
VL_STAT	2	22,024	<,0001
EA_SAMODEF	6	67,777	<,0001
VEK	3	9,6379	0,0219
TYP_DOM	7	364,0303	<,0001
CHUD	1	852,9413	<,0001

Tabuľka 26: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2016 Tabuľka 27: Testovanie významnosti hlavných efektov za rok 2017

Analysis of Effects 2016			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
KRAJ	7	35,6213	<,0001
VL_STAT	2	15,6289	0,0004
ŠPINA	1	8,9792	0,0027
EA_SAMODEF	6	68,0048	<,0001
TYP_DOM	7	577,7272	<,0001
CHUD	1	780,6688	<,0001

Analysis of Effects 2017			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr >ChiSq
ST_URB	2	9,7053	0,0078
KRAJ	7	26,1147	0,0005
TYP_OBYD	2	25,9248	<,0001
VL_STAT	2	43,6937	<,0001
HLUK	1	14,098	0,0002
VZDEL_UPR	2	15,9612	0,0003
EA_SAMODEF	6	73,2918	<,0001
TYP_DOM	7	709,7683	<,0001
CHUD	1	839,3804	<,0001

Príloha 4: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2007

ST_URB	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	67,8342	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	65,9842	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	63,2566	<,0001
Phi Coefficient		0,0736	
Contingency Coefficient		0,0734	
Cramer's V		0,0736	

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	69,9904	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	71,864	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	2,7767	0,0956
Phi Coefficient		0,0747	
Contingency Coefficient		0,0745	
Cramer's V		0,0747	

TYP_OBYD	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	109,8079	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	109,4471	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	107,2554	<,0001
Phi Coefficient		0,0936	
Contingency Coefficient		0,0932	
Cramer's V		0,0936	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	268,4597	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	226,9788	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	256,9759	<,0001
Phi Coefficient		0,1463	
Contingency Coefficient		0,1448	
Cramer's V		0,1463	

HLUK	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	2,0602	0,1512
Likelihood Ratio Chi-Square	1	2,085	0,1488
Continuity Adj, Chi-Square	1	1,9749	0,1599
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	2,06	0,1512
Phi Coefficient		0,0128	
Contingency Coefficient		0,0128	
Cramer's V		0,0128	

KRIMI	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	0,8953	0,3441
Likelihood Ratio Chi-Square	1	0,9091	0,3404
Continuity Adj, Chi-Square	1	0,8153	0,3666
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,8952	0,3441
Phi Coefficient		0,0085	
Contingency Coefficient		0,0085	
Cramer's V		0,0085	

VZDEL	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	43,0619	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	41,3797	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	36,8164	<,0001
Phi Coefficient		0,0587	
Contingency Coefficient		0,0586	
Cramer's V		0,0587	

EA_SAMODEF	DF	Value	Prob
Chi-Square	6	275,0184	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	6	269,055	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	117,6973	<,0001
Phi Coefficient		0,1481	
Contingency Coefficient		0,1465	
Cramer's V		0,1481	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	1301,0778	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	1179,64	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	16,5268	<,0001
Phi Coefficient		0,3222	
Contingency Coefficient		0,3067	
Cramer's V		0,3222	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	1070,5828	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	831,9914	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	1068,0009	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1070,4973	<,0001
Phi Coefficient		0,2922	
Contingency Coefficient		0,2805	
Cramer's V		0,2922	

Príloha 5: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2008

ST_URB	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	4,5806	0,1012
Likelihood Ratio Chi-Square	2	4,6212	0,0992
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	4,0185	0,045
Phi Coefficient		0,0181	
Contingency Coefficient		0,0181	
Cramer's V		0,0181	

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	195,7899	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	166,5012	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	6,7105	0,0096
Phi Coefficient		0,1182	
Contingency Coefficient		0,1174	
Cramer's V		0,1182	

TYP_OBYD	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	10,0572	0,0065
Likelihood Ratio Chi-Square	2	10,1554	0,0062
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	9,2044	0,0024
Phi Coefficient		0,0268	
Contingency Coefficient		0,0268	
Cramer's V		0,0268	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	91,8916	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	69,3554	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	68,5314	<,0001
Phi Coefficient		0,081	
Contingency Coefficient		0,0807	
Cramer's V		0,081	

KRIMI	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	8,0809	0,0045
Likelihood Ratio Chi-Square	1	7,4231	0,0064
Continuity Adj, Chi-Square	1	7,7004	0,0055
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	8,0803	0,0045
Phi Coefficient		-0,024	
Contingency Coefficient		0,024	
Cramer's V		-0,024	

VZDEL	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	67,1023	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	62,2949	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	61,3127	<,0001
Phi Coefficient		0,0692	
Contingency Coefficient		0,069	
Cramer's V		0,0692	

VSEOB_ZDR	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	205,375	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	194,1	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	132,1861	<,0001
Phi Coefficient		0,1211	
Contingency Coefficient		0,1202	
Cramer's V		0,1211	

EA_SAMODEF	DF	Value	Prob
Chi-Square	6	397,7418	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	6	368,1008	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	116,3804	<,0001
Phi Coefficient		0,1685	
Contingency Coefficient		0,1661	
Cramer's V		0,1685	

VEK	DF	Value	Prob
Chi-Square	3	357,8637	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	3	294,7338	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	10,1904	0,0014
Phi Coefficient		0,1598	
Contingency Coefficient		0,1578	
Cramer's V		0,1598	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	1769,6821	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	1161,6922	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	128,72	<,0001
Phi Coefficient		0,3554	
Contingency Coefficient		0,3348	
Cramer's V		0,3554	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	1207,512	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	737,6587	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	1203,0883	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1207,4258	<,0001
Phi Coefficient		0,2935	
Contingency Coefficient		0,2817	
Cramer's V		0,2935	

Príloha 6: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2009

VZDEL	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	21,2209	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	21,1636	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	21,137	<,0001
Phi Coefficient		0,0393	
Contingency Coefficient		0,0393	
Cramer's V		0,0393	

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	102,4466	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	97,2737	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	16,4223	<,0001
Phi Coefficient		0,0862	
Contingency Coefficient		0,0859	
Cramer's V		0,0862	

TYP_OBYD	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	41,4728	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	41,9002	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	36,5448	<,0001
Phi Coefficient		0,0548	
Contingency Coefficient		0,0547	
Cramer's V		0,0548	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	28,3281	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	25,34	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	27,9982	<,0001
Phi Coefficient		0,0453	
Contingency Coefficient		0,0453	
Cramer's V		0,0453	

ROD_STAV	DF	Value	Prob
Chi-Square	3	285,719	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	3	230,9554	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,7025	0,402
Phi Coefficient		0,1439	
Contingency Coefficient		0,1424	
Cramer's V		0,1439	

VEK	DF	Value	Prob
Chi-Square	3	61,8954	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	3	55,9309	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,8096	0,3682
Phi Coefficient		0,067	
Contingency Coefficient		0,0668	
Cramer's V		0,067	

VEK	DF	Value	Prob
Chi-Square	3	147,3908	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	3	138,817	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	146,0796	<,0001
Phi Coefficient		0,1034	
Contingency Coefficient		0,1028	
Cramer's V		0,1034	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	1033,9532	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	790,9991	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	104,9897	<,0001
Phi Coefficient		0,2738	
Contingency Coefficient		0,264	
Cramer's V		0,2738	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	680,5206	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	753,8177	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	678,9036	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	680,4712	<,0001
Phi Coefficient		0,2221	
Contingency Coefficient		0,2168	
Cramer's V		0,2221	

Príloha 7: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2011

ST_URB	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	0,3977	0,8197
Likelihood Ratio Chi-Square	2	0,3972	0,8199
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,2497	0,6173
Phi Coefficient		0,0054	
Contingency Coefficient		0,0054	
Cramer's V		0,0054	

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	54,1349	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	51,7638	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,0031	0,9554
Phi Coefficient		0,0635	
Contingency Coefficient		0,0633	
Cramer's V		0,0635	

TYP_OBYD	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	25,8379	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	26,1057	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	23,087	<,0001
Phi Coefficient		0,0438	
Contingency Coefficient		0,0438	
Cramer's V		0,0438	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	23,6416	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	20,903	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	23,6043	<,0001
Phi Coefficient		0,0419	
Contingency Coefficient		0,0419	
Cramer's V		0,0419	

EA_SAMODEF	DF	Value	Prob
Chi-Square	6	355,2279	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	6	310,8302	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	267,8768	<,0001
Phi Coefficient		0,1626	
Contingency Coefficient		0,1605	
Cramer's V		0,1626	

VEK	DF	Value	Prob
Chi-Square	3	0,9208	0,8204
Likelihood Ratio Chi-Square	3	0,9209	0,8204
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,3732	0,5413
Phi Coefficient		0,0083	
Contingency Coefficient		0,0083	
Cramer's V		0,0083	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	657,4756	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	573,2209	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	73,882	<,0001
Phi Coefficient		0,2212	
Contingency Coefficient		0,216	
Cramer's V		0,2212	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	2247,3452	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	1328,8933	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	2241,9034	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	2247,1779	<,0001
Phi Coefficient		0,4089	
Contingency Coefficient		0,3785	
Cramer's V		0,4089	

Príloha 8: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2016

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	22,8255	0,0018
Likelihood Ratio Chi-Square	7	22,7955	0,0019
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1,3158	0,2513
Phi Coefficient		0,0403	
Contingency Coefficient		0,0403	
Cramer's V		0,0403	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	62,4447	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	51,7631	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	59,795	<,0001
Phi Coefficient		0,0666	
Contingency Coefficient		0,0665	
Cramer's V		0,0666	

ŠPINA	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	29,2839	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	25,8435	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	28,6552	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	29,2818	<,0001
Phi Coefficient		-0,0456	
Contingency Coefficient		0,0456	
Cramer's V		-0,0456	

EA_SAMODEF	DF	Value	Prob
Chi-Square	6	370,3696	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	6	317,7537	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	222,5299	<,0001
Phi Coefficient		0,1623	
Contingency Coefficient		0,1602	
Cramer's V		0,1623	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	945,5717	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	725,7858	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	124,7892	<,0001
Phi Coefficient		0,2593	
Contingency Coefficient		0,251	
Cramer's V		0,2593	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	1826,8381	<,0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	1117,439	<,0001
Continuity Adj, Chi-Square	1	1822,0308	<,0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1826,7082	<,0001
Phi Coefficient		0,3605	
Contingency Coefficient		0,3391	
Cramer's V		0,3605	

Príloha 9: Chí-kvadrát test nezávislosti a miery nezávislosti pre štatisticky významné premenné pre rok 2017

ST_URB	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	2,663	0,2641
Likelihood Ratio Chi-Square	2	2,6541	0,2653
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	0,0889	0,7656
Phi Coefficient		0,0139	
Contingency Coefficient		0,0139	
Cramer's V		0,0139	

KRAJ	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	41,3578	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	42,0658	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	19,2196	<.0001
Phi Coefficient		0,0549	
Contingency Coefficient		0,0548	
Cramer's V		0,0549	

TYP_OBYD	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	35,0111	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	30,6028	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1,4301	0,2318
Phi Coefficient		0,0505	
Contingency Coefficient		0,0505	
Cramer's V		0,0505	

VL_STAT	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	162,1344	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	126,4395	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	160,0133	<.0001
Phi Coefficient		0,1088	
Contingency Coefficient		0,1081	
Cramer's V		0,1088	

HLUK	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	30,8127	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	28,0244	<.0001
Continuity Adj. Chi-Square	1	30,2883	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	30,8104	<.0001
Phi Coefficient		-0,0474	
Contingency Coefficient		0,0474	
Cramer's V		-0,0474	

VZDEL	DF	Value	Prob
Chi-Square	2	117,3065	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	2	114,5772	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	114	<.0001
Phi Coefficient		0,0925	
Contingency Coefficient		0,0921	
Cramer's V		0,0925	

EA_SAMODEF	DF	Value	Prob
Chi-Square	6	498,9136	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	6	461,2987	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	248,2088	<.0001
Phi Coefficient		0,1908	
Contingency Coefficient		0,1874	
Cramer's V		0,1908	

TYP_DOM	DF	Value	Prob
Chi-Square	7	1382,488	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	7	1015,6608	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	174,0438	<.0001
Phi Coefficient		0,3176	
Contingency Coefficient		0,3027	
Cramer's V		0,3176	

CHUD	DF	Value	Prob
Chi-Square	1	2097,053	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	1	1314,1769	<.0001
Continuity Adj. Chi-Square	1	2092,3248	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	2096,9	<.0001
Phi Coefficient		0,3911	
Contingency Coefficient		0,3643	
Cramer's V		0,3911	