

Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomie



ANALÝZA CENOVÉ ELASTICITY
POPTÁVKY PO RUČNÍM NÁŘADÍ

bakalářská práce

Autor: Jakub Mařík

Vedoucí práce: Ing. Michal Mirvald, Ph.D.

Rok: 2019

Prohlašuji na svou čest, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Jakub Mařík

V Praze, dne 18. 12. 2019

Poděkování

Rád bych poděkoval vedoucímu Ing. Michalu Mirvaldovi, Ph.D. za cenné rady a komentáře při vedení této práce a za velice trpělivý a vstřícný přístup po celý semestr.

Abstrakt

Bakalářská práce se zabývá odhadem cenové elasticity poptávky po ručním nářadí na případové studii české kovárny mezi lety 2000-2018. Výchozím teoretickým konceptem je teorie statků dlouhodobé spotřeby obohacená o behaviorální aspekty. Hypotéza práce, formulována jako poptávka po ručním nářadí je cenově elastická, byla pomocí ekonometrického modelu zamítnuta. Z analýzy reprezentativních výrobků vyplývá, že 1% zvýšení ceny *cereris paribus* způsobí v průměru pokles prodaného množství o 0.31 % pro kladiva, 0.50 % pro předtloukácí kladiva a 0.39 % pro palice.

Klíčová slova: cenová elasticita, poptávka, statky dlouhodobé spotřeby, ruční nářadí

JEL klasifikace: D12, C22

Abstract

This bachelor thesis is focused on the price elasticity estimation of the demand for hand tools, based on the case study of Czech forge between 2000-2018. The initial theoretical concept according to which hand tools are classified as durable goods, has been enriched with behavioral elements. The main hypothesis of the thesis is defined that a demand for hand tools is price elastic. The hypothesis was rejected by using the econometric model. An analysis of representative products demonstrates, that a 1% increase in the price *cereris paribus* will result in an average drop in sales of 0.31 % for machinist hammers, 0.50 % for sledgehammers and 0.39 % for mallets.

Key words: price elasticity, demand, durable goods, hand tools

JEL classification: D12, C22

Obsah

OBSAH	5
ÚVOD	1
1 REŠERŠE LITERATURY	3
1.1 STATKY DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY	3
1.2 STUDIE AUTOMOBILŮ	4
1.3 STUDIE DOMÁCÍCH SPOTŘEBIČŮ	5
1.4 STUDIE DOMÁCIHO VYBAVENÍ A NÁBYTKU	6
1.5 OSTATNÍ STUDIE	7
1.5.1 <i>Oblečení</i>	8
2 TEORIE STATKŮ DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY	10
2.1 CHARAKTERISTIKA ZPRACOVATELSKÉHO PRŮMYSLU	10
2.2 CHARAKTERISTIKA STATKŮ DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY	10
2.2.1 <i>Obecná charakteristika</i>	10
2.2.3 <i>Rozdíly oproti kapitálovým statkům</i>	10
2.2.4 <i>Dělení statků dlouhodobé spotřeby</i>	11
2.3 POPTÁVKA PO STATCÍCH DLOUHODOBÉ SPOTŘEBY	12
2.4 BEHAVIORÁLNÍ ASPEKTY POPTÁVKY	13
2.5 MODELOVÁNÍ POPTÁVKY	14
2.5.1 <i>Příklady modelů poptávky</i>	16
2.6 TEORETICKÉ ZÁVĚRY	18
3 DATA	19
3.1 PRODANÉ MNOŽSTVÍ	19
3.1.1 <i>Uvažované proměnné</i>	24

3.2 CENA	26
3.2 PŘÍJEM	27
3.3 DALŠÍ UVAŽOVANÉ PROMĚNNÉ	29
4 EKONOMETRICKÝ MODEL	31
4.1 ZÁKLADNÍ MODEL	31
4.1.1 Deskriptivní statistiky	32
4.1.2 Regresní analýza.....	34
4.2 ALTERNATIVNÍ MODEL	35
4.2.1 Regresní analýza.....	35
4.2.2 Diagnostika modelu.....	36
4.2.3 Interpretace výsledků	38
4.3 CENOVÁ ELASTICITA POPTÁVKY.....	41
4.4 KOMPARACE VÝSLEDKŮ.....	42
ZÁVĚR.....	44
BIBLIOGRAFIE.....	46
SEZNAM TABULEK, GRAFŮ A PŘÍLOH.....	50
PŘÍLOHY.....	51

Úvod

Průmyslová výroba je klíčovým komponentem české ekonomiky. Průmyslová výroba má dlouhodobě zhruba 30% podíl na HDP v České republice (MPO, 2019). Proto jedním ze sledovaných makroekonomických ukazatelů je vývoj průmyslové produkce a index průmyslových cen. V rámci druhého ukazatele lze sledovat konkrétní průmyslová odvětví. Pro tuto bakalářskou práci je relevantní zpracovatelské odvětví, v rámci kterého jsou na mikroekonomické úrovni analyzována data prodeje ručního nářadí z české kovárny. Závěry této práce jsou praktickým přínosem pro tvorbu cen kovárny. Práce zároveň přináší ucelený teoretický pohled na ruční nářadí jako ekonomický statek.

Bakalářská práce si klade za cíl odhad cenové elasticity poptávky po ručním nářadí. Specifikem zkoumaným v této práci je povaha ekonomických statků, které lze užít buď jako spotřební statek nebo jako výrobní faktor. Proto východiskem pro další analýzu bude diskuze problematiky užití ručního nářadí na bázi komparace s jinými statky dlouhodobé spotřeby¹. Empirická část práce se zabývá analýzou cenové elasticity poptávky po ručním nářadí na případu jedné české kovárny. Výstupem této analýzy je ověření či vyvrácení hypotézy o cenově elastické poptávce po ručním nářadí.

Bakalářská práce má následující strukturu. První kapitola obsahuje literární rešerši převážně empirických studií rozdělených na sekce, kde každá sekce se zabývá určitým typem statku dlouhodobé spotřeby. Jsou zde shrnuty závěry studií se zaměřením na cenovou elasticitu poptávky, důchodovou elasticitu, vysvětlující proměnné, pozorované období a použitou metodologii. Druhá kapitola popisuje získané obecné poznatky o statcích dlouhodobé spotřeby. Zejména jsou diskutovány vlastnosti ručního nářadí a komparovány s dalšími statky vhodnými pro víceúčelové použití². V rámci druhé kapitoly je věnována část mainstreamovému pohledu na statky dlouhodobé spotřeby. Uvedeny

¹ Anglickým termínem označovány jako *durable goods*.

² Tento výraz je použit pro statky, které svojí povahou můžou být spotřebním statkem ale i kapitálovým statkem.

jsou přístupy zavedení životnosti výrobku do modelu, což je klíčová vlastnost statků dlouhodobé spotřeby. Naproti tomu je představen a konfrontován behaviorální koncept poptávky (Pickering, 1981). Třetí kapitola je věnována deskripci a povaze získaných dat a diskuzi uvažovaných proměnných veličin. Vzhledem k obsáhlému datovému souboru jsou vybrány reprezentativní výrobky pro každou dostupnou podkategorii ručního náradí. Ve čtvrté kapitole je uveden ekonometrický model, popsány základní charakteristiky modelu a ověřovány předpoklady modelu. Pomocí metody nejmenších čtverců je odhadnuta cenová elasticita poptávky pro jednotlivé reprezentativní výrobky. Zjištěné závěry jsou v komparovány v poslední kapitole s dosavadními poznatky studií statků dlouhodobé spotřeby.

1 Rešerše literatury

1.1 Statky dlouhodobé spotřeby

Rozdíly mezi kapitálovými statky a statky dlouhodobé spotřeby jsou na první pohled nepatrné. Základním rozlišovacím znakem je účel jejich využití, který lze usoudit dle poptávajícího subjektu. Nicméně charakteristiku poptávajícího subjektu nelze vydedukovat čistě z dat prodaného množství výrobku. Oba typy statků mají shodné fyzické vlastnosti a často jsou vhodné jak pro využití jako kapitálový statek, tak pro využití jako statek dlouhodobé spotřeby. Proto není-li možné statek jasně vymezit jako kapitálový nebo statek dlouhodobé spotřeby, je označován v této práci jako *víceúčelový statek*. Automobil je vhodným příkladem *víceúčelového statku*, protože dle účelu užití může být zakoupen domácností na soukromou spotřebu nebo doručovací firmou jako výrobní faktor. Zúžením pozorovaného vzorku statku lze pak blíže specifikovat jeho využití. Určitý typ automobilu, jako třeba nákladní automobil, bude preferován spíše firmami jako výrobní faktor. Stejný postup lze aplikovat i pro studium ručního nářadí, kde například zahradní motyka bude mít větší procentuální zastoupení poptávajících domácností než naopak specializovaná zednická palice. Naproti tomu existují dlouhodobé statky, u kterých je větší část odběratelů je znatelně vyhraněna buď v podobě domácností nebo firem. Takovým statkem jsou domácí spotřebiče, kde určité procento firem bude poptávat domácí spotřebiče speciálního typu jako výrobní faktor, ale běžné domácí spotřebiče jsou poptávány většinou domácnostmi.

Z dostupných zdrojů jsou dále vybrány studie, které zkoumají *víceúčelové statky*, u kterých nelze s jistotou na základě pozorovaných dat prodeje oddělit poptávku domácností a poptávku firem. U každé zkoumané kategorie lze odhadnout, zdali výrobek bude spíše žádaný domácnostmi nebo firmami. Na základě informací dostupných z účetnictví kovárny není v analýze brán v potaz stát jako poptávající subjekt, protože se kovárna přímo neúčastní žádných státních zakázek. Mezi zkoumané vlastnosti těchto

statků patří cenová elasticita poptávky³, důchodová elasticita a povaha zkoumaných dat a užitá metodologie.

1.2 Studie automobilů

V odpovědi na kritiku své dřívější studie (Roos & von Szeliski, 1939), ve které podrobili analýze trh s automobily v USA pro General Motors, se Roos & Von Szeliski (1943) zabývali nalezením determinantů poptávky a odhadnutím cenové elasticity poptávky. Studovány byly značky automobilů Plymouth, Chevrolet v relativním porovnání vůči značce Ford. Autoři zakomponovali do ceny náklady na provoz automobilu a zkoumali měsíční data obsahující sezónní komponent v časovém horizontu 5 let pomocí metody nejmenších čtverců. Odhad cenové elasticity poptávky na čtyřech různých cenových indexech se nacházel mezi hodnotou 0.42 až 0.88. Další sledovanou hodnotou byla důchodová elasticita, která byla odhadnuta mezi 1.5 a 2.5.

Další studii automobilů v USA provedli Hymans, Ackley, & Juster (1970) mezi lety 1956-1968, zkoumali v ní jak cenovou elasticitu, tak důchodovou elasticitu pomocí lineární regrese. Autoři udávají odhad krátkodobé elasticity v intervalu od 0.78 po 1.17 lišící se dle použitého modelu. Výpočet dlouhodobé elasticity reflektuje proces tvorby zásob⁴ a je odhadován mezi 0.3 až 0.46. Zajímavým výsledkem článku je odhad dlouhodobé důchodové elasticity v hodnotách mezi 1.01 až 1.06 což indikuje, že s růstem důchodu téměř proporčně roste poptávka po automobilech. Dřívější studie na stejné téma (Chow & Suits, 1958) na datech mezi lety 1929-1956 obdobně odhadla dlouhodobé elasticity mezi hodnotami 0.6 a 0.7. K opačným závěrům došli autoři Wetzel & Hoffer (1982), kteří odhadli cenovou elasticitu větší než 1.0 na jednotlivém trzích s automobily,

³ Cenová elasticita je v této práci udávána v matematické absolutní hodnotě.

⁴ Zásobou jsou v celé této práci myšleny již nakoupené statky, které kvůli své trvanlivosti budou poptávány znovu stejným subjektem až za delší časový horizont.

na trhu aut s běžnou velikostí⁵ pak měl odhad hodnotu 1.96. S těmito závěry o cenové elasticitě větší než 1.0 korespondují i novější studie (Moraga Gonzalez, Sandor, & Wildenbeest, 2015) a (Qin, 2014).

Hlavní rozdíly odlišující automobily od ručního náradí jsou vyšší pořizovací cena, existence sekundárního trhu pro automobily a vysoké udržovací náklady na provoz. Při pořizování automobilu bývá nezřídka využít právě sekundární trh, který nabízí dostupnější alternativu nákupu i pro domácnosti nižších příjmových skupin. U specializovaných typů podnikání bývá také využít sekundární trh pro pořízení automobilu nebo je možné si specializovaný automobil vypůjčit pro konkrétní úkon. Vhodným zkoumaným prvkem zvláště u prvních dvou zmíněných studií je pak modelování zásoby automobilů. Tato zásoba mezi poptávajícími subjekty ovlivňuje současné poptávané množství a vnáší dynamický prvek do modelu.

1.3 Studie domácích spotřebičů

Domácí spotřebiče jsou kategorií statků dlouhodobé spotřeby, u kterého lze předpokládat větší podíl domácností na poptávaném množství s ohledem na jeho způsob využití. Níže zmíněné studie se zaměřují na odhad cenové elasticity poptávky po lednicích, pračkách a myčkách. I v pohostinských službách lze využít všechny tři výše zmíněné spotřebiče jako výrobní faktor, pro gastronomii hrají lednice a myčky výraznou roli jako výrobní faktor, ale bude se jednat o specializované modely. Stejně tak tomu bude u specializovaných typů praček pro čistírny oděvů.

Fujita & Dale (2008) představili studii, v níž podrobili analýze domácí spotřebiče se zaměřením na cenovou elasticitu poptávky. Je nutné upozornit, že autoři pro analýzu cenové elasticity použili relativní ceny, tj. celkovou cenu obsahující diskontovanou současnou hodnotu určenou na základě životnosti výrobku podělenou agregovaným příjmem domácností. Poté pomocí regresní analýzy došli k odhadu hodnoty cenové

⁵ Kategorie je založena na stejných užitých komponentech do aut, řazen je sem například Ford Pinto, ale i Ford Mustang II.

elasticity 0.40 pro lednice, hodnotě 0.31 pro pračky a 0.32 pro myčky. Další studie (Garriga, Heres, & Gonzalez-Eguino, 2011) uvádí odhad cenové elasticity pro lednice s vysokou energetickou efektivitou v intervalu mezi 0.5 a 4.45 a pro zbytkovou kategorii lednic odhadli cenovou elasticitu mezi 0.5 a 2. Ve starší studii (Miller, 1960), došel autor k odhadu cenové elasticity 1.8 pro lednice, přičemž relevantní je tato studie spíše z pohledu metodologie, protože autor modeloval minulou zásobu mezi domácnostmi a její vliv na aktuální poptávané množství.

U domácích spotřebičů je na rozdíl od ručního nářadí podstatně vyšší pořizovací cena a provozní náklady nejen v podobě spotřeby energií. Mezi stejné vlastnosti lze pak zařadit podobně dlouhou životnost, nepříliš rozvinutý sekundární trh a silný vliv zásob z minulého období na současný prodej.

1.4 Studie domácího vybavení a nábytku

Třetí uvažovanou kategorií statků dlouhodobé spotřeby je domácí vybavení a nábytek. Stone & Rowe (1957) ve svém modelu trhu se statky dlouhodobé spotřeby zkoumali domácí vybavení. V rámci této kategorie studují i nábytek, elektrické spotřebiče, hardware, porcelán či skleněné výrobky. Ohledně životnosti uvažují pro tuto kategorii období osmi let pro odepsání 90 % původní hodnoty zboží. Odhadují důchodovou elasticitu na 2.02 (+/- 0.98) v dlouhém období a dlouhodobou cenovou elasticitu 0.71 (+/- 0.34).

Hagströmer & Salomonsson (2005) vypracovali komplexní studii pro společnost Ikea. Autoři dělí nabízené zboží do následujících vícero kategorií, které se liší hlavně stupněm míry propagace. První kategorie má výraznější marketing než zbylé cenové kategorie. Mezi zkoumané faktory ve studii patří cenová elasticita jednotlivých cenových kategorií. Autoři studují vztah mezi prodaným množstvím, výnosem a změnou ceny. Cílem je snížení ceny, které je schopné s 85% pravděpodobností navýšit výnos. Proto 1% snížení ceny je vhodné pro typy zboží s cenovou elasticitou menší než 1.01. Autoři se tedy dále nevěnují konkrétní hodnotě elasticity, pouze zkoumají zastoupení cenově citlivých produktů splňující výše zmíněný cíl. Největší podíl zastoupení cenově elastických produktů má potom první kategorie se silným marketingem, u které investice v podobě 1% snížení ceny povede k proporcionálně většímu navýšení výnosu u 74 % výrobků

vyhodnocených jako citlivé na změny cen. Mezi vysoké proporcionální zastoupení cenově elastických produktů pak jsou kategorie *Domácí komunikace a Hodiny, Koše a tašky, Údržba oblečení*.

Nábytek a určité typy domácího vybavení jsou oproti předchozím dvěma kategoriím statků dlouhodobé spotřeby bližší svými vlastnostmi k ručnímu nářadí. Výše zmíněná studie (Hagströmer & Salomonsson, 2005) se neomezuje čistě na nábytek, ale na širší sortiment výrobků poskytovaných společnostmi Ikea. To v důsledku znamená lepší možnost komparace pro jednotlivé výrobky s ručním nářadím. Cenově jsou zkoumané výrobky Ikea podobné ručnímu nářadí hlavně mimo silně propagovanou první kategorii. Podobnost lze najít u drobnějších výrobků pro domácnosti, které nespotřebovávají elektrickou energii a mají relativně nízkou pořizovací cenu a nulové provozní náklady. Zásadní obtíž pro tuto kategorii statků dlouhodobé spotřeby pak bude dominantní podíl domácností na poptávce plynoucí z povahy společnosti Ikea. Přesto lze na základě této studie lépe pochopit odvozenou poptávku po ručním nářadí velkých prodejců podobných společnosti Ikea, kterou kovárna přímo není schopna pozorovat čistě na datech prodeje.

1.5 Ostatní studie

Studie důchodové elasticity na základě dotazníkových dat domácností z Holandska, které utrpěly materiální ztráty na statcích dlouhodobé spotřeby při náletech popsal Cramer (1958). Pro oblečení a obuv dospěl k důchodové elasticitě 2.99, pro nábytek 2.64, naopak pro skleněné výrobky 0.29 a pro hodiny 0.33. Tyto hodnoty jsou silně determinovány časovým obdobím, ve kterém se konalo toto dotazníkové šetření. Proto autor uvádí u některého zboží odlišné výsledky oproti jím citovaným autorům.

Studie vývoje elasticity v průběhu životnosti výrobku přinesli Parker & Neelamegham (1997). Aplikují difúzní model obsahující jak prvotní nákupy spotřebitelů, tak potom opakované renovační nákupy. Elasticity dosahují nejvyšších hodnot v prvotním cyklu výrobku a s postupem času se stávají neelastické z důvodu jejich nutnosti pro spotřebitele nebo vstupu substitutů na trh. Autoři popisují vývoj elasticit pro jednotlivé kategorie, kdy pro mrazáky a lednice elasticita klesá s časem po jejich životnost s průměrnou hodnotou cenové elasticity 2.3. Klesající a na konci životnosti zvyšující se elasticitu pro černobílé

televize, mixery nebo žehličky s průměrnou elasticitou mezi 1.4 a 2.2 pro jednotlivé výrobky. Zvyšující a poté klesající pro myčky s průměrnou cenovou elasticitou 0.4.

Studie (Gowrisankaran & Rysman, 2012) popisující trh s kamerami, se primárně zaměřuje na preference spotřebitelů a diferenciované produkty. Specifikem trhu s elektronikou je výrazný pokles cen výrobku s časem, jelikož vstup inovativnějšího výrobku snižuje ceny stávajících. Model vysvětluje ceny a poskytuje odhad mezičasové cenové elasticity jak pro celé odvětví, tak pro jednotlivé produkty. Autoři došli k závěru, že odvětvová elasticita poptávky je 2.18 pro přechodné cenové šoky a 1.24 pro trvalé změny cen. Vysvětlením je poté předpoklad spotřebitelů, že přechodný cenový šok má povahu trvalé změny. Zásadní závěr z této studie je dělení na přechodné cenové šoky a trvalé změny cen. Tento přístup je aplikován i v této práci pro alternativní rozšířený model poptávky po ručním náradí, který poskytuje lepší prediktivní vlastnosti.

1.5.1 Oblečení

Studií oblečení jako statku na pomezí spotřebního statku a statků dlouhodobé spotřeby se zabývali například Stone & Rowe (1957) a Heinonen (1974). Přístupem prvně zmíněných autorů je vybudování modelu trhu se statky dlouhodobé spotřeby a jeho aplikaci na konkrétní data. Autoři došli na základě exogenně určené životnosti dvou let potřebné pro odepsání 90 % původní hodnoty oblečení mezi lety 1900 až 1955 k závěrům ohledně cenové i důchodové elasticity. Dlouhodobá cenová elasticita je odhadována na 0.4, důchodová elasticita poté je 1.5 v dlouhém období. Tyto odhady jsou výsledkem kombinace předválečných a poválečných dat.

Obdobně Heinonen (1974) ve své práci předpokládá určitou životnost oblečení a poté odhaduje čtyři různé modely s životností oblečení mezi 2-4 roky. Tento model je blíže představen ve druhé kapitole, proto jsou zde prezentovány pouze dílčí závěry této studie. Autor pomocí metody nejmenších čtverců odhaduje cenovou elasticitu pro jednotlivé modely v intervalu od 0.6 do 0.9 pro roční agregovaná data prodeje mezi lety 1950 a 1969. Dále odhaduje důchodovou elasticitu v intervalu 0.57 do 0.59 v dlouhém období.

Oblečení teoreticky nebývá řazeno mezi statky dlouhodobé spotřeby. Vystupuje jako mezičlánek označovaný *semi-durable goods*, kvůli životnosti typicky do 3 let z důvodu

častých změn v módních trendech. Přesto model autora Heinonen (1974) je použit jako výchozí pro namodelování poptávky a je podrobněji popsán v druhé kapitole převážně z důvodu zakomponování zásoby mezi domácnostmi do modelu, užití cenového indexu jako regresoru a možnosti přímočaré interpretace cenové elasticity.

Tabulka I: Shrnutí odhadů cenové elasticity poptávky

Téma	Studie	Elastická	Neelastická
Automobily	Roos & von Szeliski (1939)		+
	Hymans, Ackley, & Juster (1970)	+	+
	Chow & Suits (1958)		+
	Wetzel & Hoffer (1982)	+	
	Moraga Gonzalez, Sandor, & Wildenbeest (2015)	+	
	Qin (2014)	+	
Domácí spotřebiče	Fujita & Dale (2008)		+
	Miller (1960)	+	
	Parker & Neelamegham (1997)	+	
Nábytek	Stone & Rowe (1957)		+
	Hagströmer & Salomonsson (2005)	+	+
Kamery	Gowrisankaran & Rysman (2012)	+	
Oblečení	Heinonen (1974)		+
	Stone & Rowe (1957)		+

Zdroj: vlastní zpracování

2 Teorie statků dlouhodobé spotřeby

2.1 Charakteristika zpracovatelského průmyslu

Dle odvětvové klasifikace ekonomických činností CZ-NACE je pro tuto práci zásadní sektor Výroby kovů a kovodělných výrobků, který se dále dělí na odvětví Výroby kovů a odvětví Kovodělného průmyslu (MPO, 2004). Tento typ dělení je zásadní pro sběr dat z indexu průmyslových cen a sledování vývoje průmyslové výroby. Data z těchto indexů jsou dále využita v modelu.

V rámci zpracovatelského průmyslu lze také dělit jednotlivé sektory dle technologické náročnosti výroby. Na základě tohoto dělení spadá výroba ručního nářadí pod kovodělný průmysl, který je ve stejné kategorii jako gumárenský průmysl, hutnický průmysl či plastikářský průmysl (ČSÚ, 2016).

2.2 Charakteristika statků dlouhodobé spotřeby

2.2.1 Obecná charakteristika

Ekonomické statky lze dělit na základě jejich pozorovaných vlastností. Vzhledem k fyzickým vlastnostem ručního nářadí je nutné vzít v potaz, že nebývá spotřebováno ve stejném časovém období jako byla uskutečněna koupě. Zpravidla je spotřebováváno po několika časových obdobích, než ztratí schopnost poskytovat spotřebiteli užitek (Heinonen, 1974). Statky, jež vykazují tuto vlastnost, Miller (1961) označuje jako *durable goods*, jsou v této práci označovány jako statky dlouhodobé spotřeby.

Statky s opačnou vlastností, tedy nízkou mírou trvanlivosti jsou nazývány spotřebními statky, anglickým termínem *perishables* (Stone & Rowe, 1957) nebo *consumer non-durable goods* (Roos & Von Szeliski, 1943). Analýza těchto statků není součástí této práce z důvodu výše zmíněné klíčové vlastnosti trvanlivosti.

2.2.3 Rozdíly oproti kapitálovým statkům

Kapitálový statek je zakoupen z určitého důvodu, kterým je tvorba dalších statků. Tyto statky slouží dále jako výrobní faktory. Kapitálové statky uvažované v této práci mají

fyzickou trvanlivou formu a často je nelze na první pohled odlišit od statků dlouhodobé spotřeby. Klíčovým rozdílem je účel tohoto statku produkovat další statky, proto často není možné před začátkem tohoto využití s jistotou říci, jestli se jedná o kapitálový statek nebo statek dlouhodobé spotřeby. Pro kategorii zahradního ručního nářadí lze předpokládat větší poměr domácností na poptávaném množství, naopak u palic lze předpokládat, že jejich nákup je spojen s další činností firmy a jako takové slouží jako kapitál pro pracovní sílu.

2.2.4 Dělení statků dlouhodobé spotřeby

I mezi předměty dlouhodobé spotřeby jsou veliké rozdíly v otázce jejich odolnosti, proto někteří autoři Heinonen (1974), Stone & Rowe (1957) zavádí termín *semi-durable goods*. Bývá sem řazeno například oblečení (Stone & Rowe, 1957), obuv (Cramer, 1958) či další textilní výrobky. *Semi-durable goods* mají horní hranici životnosti 3 roky. Oproti tomu u ručního nářadí se odhaduje životnost nad 5 let (Goldsmith, 1951).

Statky dlouhodobé spotřeby lze dále dělit z hlediska jejich hodnoty na *major durable goods*, českým překladem hodnotné statky dlouhodobé spotřeby a *minor durable goods* nebo-li zbytkové statky dlouhodobé spotřeby (Olney, 1990). První skupina statků je většinou náročnou koupí pro domácnost, nezřídka vyžaduje půjčku na jejich nákup. Existuje proto sekundární trh pro tyto předměty, je ale i běžné si tyto předměty zapůjčit. Do druhé skupiny lze zařadit všechny ostatní statky dlouhodobé spotřeby (Olney, 1990).

Ruční nářadí lze tedy zařadit do druhé kategorie mezi ostatní statky dlouhodobé spotřeby, jelikož pořizovací cena není natolik vysoká, aby průměrná česká domácnost potřebovala půjčku na jeho nákup. Nabízené ceny všech zkoumaných kategorií se pohybují od 139 Kč do 1499 Kč v cenách roku 2018. V porovnání s cenou nového automobilu, domácího spotřebiče nebo elektroniky se jedná o zlomek jejich ceny. Určité kategorie domácího vybavení analyzované ve studii (Hagströmer & Salomonsson, 2005) jsou ve stejné cenové kategorii jako ruční nářadí, a proto jsou vhodnou aproximací.

Není běžné vypůjčit si ruční nářadí na delší období. Vzhledem k jednoduché skladnosti a přenosnosti může být pro domácnost obvyklé vypůjčit si určitý druh ručního nářadí na určitý úkon, nikoliv však pronajmout na delší časový horizont. Tento rys ručního nářadí

je obdobný u domácí výbavy ve srovnatelné cenové kategorii nebo například u běžného oblečení. Naopak pro ostatní statky dlouhodobé spotřeby, jako jsou automobily, existuje druhotný trh s opotřeбенým zbožím a často je pro domácnosti vhodnější nakoupit používaný automobil, než si ho dlouhodobě vypůjčit. Pro kategorii domácích spotřebičů a elektroniky je běžné poptávat druhotné zboží, které ještě není u konce své životnosti. Pro spotřebitele s preferencí vyšší kvality nebo naopak nízké ceny může mít existence druhotného trhu významným determinantem jeho poptávky.

Teorie se věnuje i možnosti volby optimální trvanlivosti zboží (Waldman, 2003), druhotným trhům či struktuře primárních trhů. Tento přístup nebude v této práci rozebírán a nabízí zajímavou příležitost k rozšíření pro další autory.

2.3 Poptávka po statcích dlouhodobé spotřeby

Poptávku po určitém statku je třeba vnímat jako komplexní systém vztahů dané ekonomiky (Roos & Von Szeliski, 1943). Proto Roos & Von Szeliski (1943) vytvořili obecné schéma těchto vztahů, které doporučují následovat při tvorbě studie poptávky po konkrétním statku. Autoři popisují ekonomickou interakci mezi domácnostmi, firmami a vládou. V uvedeném schématu oddělují statky kapitálové, které na základě svého účelu tvoří další statky, od zvláštního trhu spotřebních statků. Zároveň do schématu vstupuje trh práce jako jeden zdroj výrobních faktorů a hlavní determinant důchodu domácností. Neméně důležitou roli hraje potom finanční trh, který je zdrojem peněz pro nákup kapitálových a dlouhodobých statků. Přesto, že autoři nahlíží na problematiku na makroekonomické úrovni, jsou zde obsažené myšlenky aplikovatelné i na konkrétním trhu.

Roos & Von Szeliski (1943) implikují použití nezávislých faktorů pro vysvětlení poptávky nejen v rámci konkrétního trhu, ale použití faktorů nacházejících se mimo trh. Příkladem je použití nejen ceny, ale i mezd, úrokové sazby či hodnoty vládních výdajů. Zdůvodňují to právě komplexitou vztahů v tržní ekonomice. Výběr vysvětlujících faktorů je v této práci postaven na těchto teoretických základech s aplikací pro mikroekonomický trh.

2.4 Behaviorální aspekty poptávky

Statky dlouhodobé spotřeby mají určité charakteristiky, které mají vliv na poptávané množství, ale nelze je jednoduše kvantifikovat. Přesto lze tyto faktory zařadit do modelu v podobě *dummy* proměnných, nebo v rámci ekonomické verifikace modelu aplikovat behaviorální kritiku napozorovaných dat. Tato subkapitola slouží jako nadstavba pro běžnou studii statků dlouhodobé spotřeby, přesto poskytuje cenné poznatky ohledně faktorů, které bývají běžně opomenuty.

Získat data na zkoumání těchto kvalitativních faktorů lze třeba na základě dotazníkového šetření (Pickering, 1981). V této práci budou zohledněny následující charakteristiky. Jedním z popisovaných aspektů je sebevědomí spotřebitele. To znamená, že ne vždy je vhodné použít pouze příjem domácností jako vysvětlující proměnnou. Přesto, že spotřebitel má dostatek finančních prostředků pro nákup statků dlouhodobé spotřeby, pesimistický předpoklad ohledně budoucí ekonomické situace může nákupu statku dlouhodobé spotřeby zamezit. Předpokladem, že zde není blízká souvislost mezi ekonomickým sebevědomím spotřebitele a změnami v jeho aktuálním příjmu, lze dovodit, že zde není ani souvislost mezi změnami aktuálního příjmu a poptávaného množství statku dlouhodobé spotřeby (Pickering, 1981).

Proto závěrem nelze poptávku po statcích dlouhodobé spotřeby vysvětlovat jen finanční schopností koupit toto zboží v podobě příjmu, ale je nutno zakomponovat i touhu si dané zboží zakoupit v daném časovém období (Katona, 1971). Ta se odvíjí převážně od současné ekonomické situace, zároveň je ale ovlivněna předpoklady ohledně budoucího ekonomického vývoje. Sledovány jsou například spokojenost se současnou vládou, nezaměstnanost či odhadovaná inflace (Pickering, 1981). Aplikací výzkumu ekonomického naladění spotřebitelů je *The index of consumer sentiment*, který dle rad Kantony použil ve své studii automobilového průmyslu Hymans et al. (1970). Tento přístup nabízí rozšířené interpretační možnosti při následné evaluaci výsledků. Index je založen na dotazníkovém šetření amerických domácností. Mapovaly se jejich pocity vztahující se k budoucímu ekonomickému vývoji a plány pořídit si v blízké budoucnosti hodnotné statky dlouhodobé spotřeby. Měřitelné proměnné vhodné pro vysvětlení takového indexu jsou pak příjem domácností, hodnota cenných papírů a hodnota inflace.

2.5 Modelování poptávky

Zahrnutí autoregresních komponentů může zvýšit prediktivní schopnost modelu z důvodu korelace dat v čase, nicméně jejich ekonomická interpretace může být omezená. Dle Justera (1969) včlenění zpožděných proměnných veličin do modelu umožňuje v modelu existenci jak krátkodobých, tak i permanentních šoků. Oproti modelování zásoby a jejímu zahrnutí do vysvětlované proměnné se jedná o praktičtější metodu. Nicméně myšlenka obou typů modelů je podobná, oba se snaží zakomponovat určitý vývoj časové řady do aktuálního období. Činí tak z důvodu předpokládané existence cykličnosti, tedy že poptávané zboží má fixně danou životnost a po její expiraci bude poptáváno zboží nové. Tento typ modelu tak činí jednoduše pomocí zahrnutí určitého horizontu dat minulého období jako vysvětlující proměnnou. Tedy nastal-li v minulosti určitý šok, tento model je schopen sledovat jeho vývoj do aktuálního období. Proto tento typ modelu je schopen sám vysvětlit cyklický komponent v podobě fixní životnosti zboží. Zároveň je možné při vhodné volbě modelu vystihnout jak šoky trvalé, které vychýlí určitý ustálený průměr prodeje, tak i přechodné šoky v podobě náhlé změny cen nebo zavedení nového výrobku. Příkladem trvalého šoku může být finanční krize v roce 2008, přechodnými šoky jsou pak změny cen ve frekvenci tří let, kdy zprvu může dojít k poklesu poptávky, ale postupně se vrátí na původní hodnotu. Podmínky a předpoklady tohoto přístupu jsou rozebrány ve třetí kapitole této práce.

Naproti tomu v modelech poptávky po statcích dlouhodobé spotřeby (Hymans et al., 1970), (Stone & Rowe, 1957) a dále například (Heinonen, 1974) obecně vystupuje jako významný faktor zásoba statku mezi poptávajícími subjekty. Současná zásoba totiž determinuje budoucí poptávané množství. Poptávající často nepotřebuje vlastnit více jednotek konkrétního statku, proto s novou koupí čeká až na částečné nebo úplné opotřebení statku.

Přístupem pro modelování poptávky je tedy uvedení vlivu zásoby na současné poptávané množství. Cílem je nesoustředit se pouze na data prodeje konkrétního statku, ale na užitek v podobě *služby*, kterou statek spotřebiteli poskytuje (Heinonen, 1974). „Užitečnost statků dlouhodobé spotřeby pramení z jeho vlastnictví, nikoliv pouhé spotřeby“ (Cramer, 1957, s.73). Pro funkčnost tohoto přístupu je nutné zdůraznit, že hlavním předmětem

spotřeby je vlastnictví generující užitek ze statku. Vysvětlovanou proměnnou v modelu tedy není prodej statku v aktuálním období, ale hodnota *služby* pro dané období (Heinonen, 1974). Determinantem této *služby* je průměrná životnost výrobku při běžném používání, která se bude diametrálně lišit pro jednotlivé kategorie statků dlouhodobé spotřeby.

Caplin & Leahy (1999) otevírají téma očekávané životnosti výrobků, z jejich studie vyplývá životnost přes 10 let pro automobily, televize a ledničky. Diskutují výsledek pro automobily, které na rozdíl od zbylých dvou položek bývají často prodávány na druhotném trhu. Argument podporují studií, ze které vyplývá, že 90 % kupujících plánuje vlastnit automobil minimálně 3 roky, 76 % alespoň po 4 roky a 61 % po dobu 5 let. Tento závěr implikuje reálnou životnost automobilu v rukou jednoho vlastníka výrazně kratší, než je jeho tovární životnost, a to z důvodu existence druhotného trhu. Proto je zásadní správně odhadnout reálnou životnost zboží.

Kovárna prodává v zásadě dva typy výrobků, přičemž většina patří do kategorie *vyrobeno jako celek* v kovárně. Další kategorie jsou předvyrobené produkty ze zahraničí. Proto vzhledem k praxi kovárny lze opodstatněně předpokládat životnost mezi 5 a 10 lety v průměru pro zboží první kategorie, pokud je toto zboží odebíráno spíše firmami jako výrobní faktor. Pokud je naopak spíše odebíráno domácnostmi, bude životnost ručního nářadí přes 10 let. Protože neexistuje výraznější druhotný trh, a jeho existence není ani nutná z důvodu relativně nízkých pořizovacích cen ručního nářadí, je životnost přes 10 let pro ruční nářadí vhodným předpokladem.

Životnost tedy vstupuje do modelu jako předpoklad. Kromě životnosti má vliv na rychlost tvorby zásoby statků také zvolená odpisová metoda. Odpisová metoda je volena na základě vlastností statku, tedy nákladů na údržbu a opravu, pokles tržní ceny s časem či výskyt inovací a trendů na trhu s daným výrobkem.

Heinonen (1974) používá zrychlenou metodu odpisování z důvodu výskytu náhlých trendů na trhu s oblečením. Ve výsledku to znamená, že v prvních třech letech životnosti je odepsáno 90 % hodnoty a oblečení lze přeprodát na sekundárním trhu pouze za zlomek původní ceny, protože už neodpovídá současnému trendu a je obnošené. Další využití této metody je aplikace na výrobky vyžadující vysoké náklady na údržbu a opravy, kdy se

zvyšujícím se stařím výrobku tyto náklady na údržbu rostou (Goldsmith, 1951), proto je vhodné využití pro automobily nebo elektrické spotřebiče. Z výše zmíněných charakteristik vyplývá vhodnost užití lineární metody odpisování pro ruční nářadí, kdy každý rok užívání statku klesá jeho hodnota o stejnou nepatrnou částku a dochází k rovnoměrnému opotřebení. Tato metoda je vhodná pro statky, které nevyžadují se zvyšujícím se stářím dodatečné náklady na údržbu a trh s těmito statky není výrazně ovlivňován novými trendy.

2.5.1 Příklady modelů poptávky

Model poptávky po *semi-durable goods* představil Heinonen (1974) ve své studii poptávky po oblečení. Aplikuje nástroje běžné pro analýzu statků dlouhodobé spotřeby, ale reflektuje i speciální vlastnosti oblečení. Kvalita modelu je ověřována na ročních agregovaných datech prodeje oblečení. Model obsahuje předpoklad odhadnuté životnosti oblečení, která je nutná pro namodelování zásoby mezi spotřebiteli. Pro zavedení zásob do modelu je pak rozhodující typ a rychlost odpisování, tedy jak rychle a v jaké formě klesá hodnota oblečení, než je nahrazeno novou jednotkou. Pro oblečení volí autor degresivní metodu odpisování z důvodu silného vlivu módy na trh s oblečením a model testuje na předpokladu životnosti oblečení v intervalu mezi 2 až 4 lety.

Samotná úroveň zásoby mezi poptávajícími subjekty v aktuální období není přímo pozorovatelná. Nicméně jí lze aproximovat na základě znalosti dat prodeje minulých období, a to na základě předpokladu, že množství prodaného oblečení před 4 lety bude mít již zanedbatelný vliv na prodej oblečení v aktuálním období. Právě zde vstupuje do modelu onen zásadní předpoklad životnosti. Obdobný postup pro kalkulaci zásoby používá i Stone & Rowe (1957): „Sledovaná časová řada začíná v roce 1920, proto předpoklad o velikosti prvotní zásoby z roku 1900 nehraje velkou roli. Důležitější roli má odhad míry depreciace.“

Tato zásoba z minulých období společně s prodejem v aktuálním období, na který lze pohlížet jako na nově utvořenou zásobu, podléhají míře opotřebení a jsou v rámci modelu vysvětlovány jako proměnná *Služby* poskytované zbožím v aktuálním období.

$$S_t = k * (V_{t-1} + Q_t)$$

Kde S_t je míra služby na osobu v aktuálním období, kterou lze získat z minulé zásoby V_{t-1} a současného prodeje Q_t snížené o míru opotřebení k , která je konstantní a určená na základě předpokládané životnosti.

Tento přístup má úskalí v prvním předpokladu, že každá jednotka zboží poskytuje užitek v podobě služby jedné osobě. Druhým problémem je, že pro určení minulých zásob je nutné vynechat část vzorku dle délky životnosti, tedy v tomto případě 4 roky dat. První předpoklad se zdá být racionálním tehdy, je-li každé jednotlivé zboží využíváno jedním člověkem. U oblečení je zpravidla tento výrok pravdivý, naproti tomu u ručního nářadí se zdá tento předpoklad opodstatněný akorát pro zaměstnance firem, kteří využívají ruční nářadí jako kapitálový statek. Vícečlenné domácnosti zpravidla vlastní pouze jednu sadu s ručního nářadí. Proto pro tuto práci lze tento předpoklad modifikovat, tedy zboží poskytuje službu na domácnost v aktuálním období.

Druhý problém je zásadnější povahy, protože vynechání 4 let pro roční data prodeje není zásadní zkrácení vzorku, zato vynechání 4 roků měsíčních dat je už citelný zásah do velikosti vzorku. Tento problém je řešen pro tuto práci určením referenční hodnoty pro zásobu prvního období. V prvním období je zásoba dána pouze prodejem, a její vliv za 10 let už bude nepatrný. Při předpokladu průměrné životnosti ručního nářadí 10 let bude odepsáno 10 % hodnoty zásob ročně, měsíčně tedy 0.83 % hodnoty. Je-li předpokládána životnost 10 let, původní zásoba z ledna roku 2000 nebude v lednu 2010 hrát už zásadní vliv. Zároveň v tomto období už bude možné utvořit si referenční bod průměrné velikosti zásoby mezi poptávajícími.

Dalším příkladem je model trhu autorů Stone & Rowe (1957), který byl odvozen přímo z teorie spotřebitele (Deaton & Muellbauer, 1980) a je hojně citován novějšími studiemi. Model je aplikován na poptávku po oblečení a domácích spotřebičích. Stone & Rowe (1957) se snaží zakomponovat do poptávkové funkce výši zásob mezi spotřebiteli a životnost výrobku. Životnost musí být změřena empiricky či odhadnuta, každopádně není vysvětlována v rámci modelu. K vysvětlení dat prodeje poté stačí mít jako vstup časovou řadu prodeje a dalších regresorů ve stejné časové frekvenci. Z časové řady prodeje lze odhadnout hodnotu minulé zásoby a aplikovat její vliv na současné prodané množství.

Tento model je navržen pro data na roční bázi, ale autor uvádí postup přeměny pro data na čtvrtletní bázi. Tedy analogicky lze upravit model pro měsíční data, která jsou k dispozici z kovárny. K transformaci je nutné zavedení *dummy* proměnných kvůli sezónním vlivům a převedení míry rychlosti opotřebení zboží. Tato transformace je klíčová, protože většina modelů vysvětlující makroekonomické veličiny je na roční či čtvrtletní bázi, naproti tomu dostupná mikroekonomická data prodeje kovárny jsou měsíční frekvence, a proto je v této práci uvažována zmíněná transformace.

2.6 Teoretické závěry

Tato druhá kapitola sdružuje poznatky obsažené v empirických studiích konkrétních statků dlouhodobé spotřeby z první kapitoly a uvádí je v teoreticky ucelené podobě. Zohledňován je tak mainstreamový pohled a závěrem jsou představeny konkrétní modely řešení hlavního komponentu statků dlouhodobé spotřeby, a to jeho trvanlivosti.

Tento mainstreamový pohled nabízí doporučení, jaké regresory volit v případě tvorby empirické studie. Jako nadstavba je představen behaviorální koncept, který kromě běžně volených proměnných veličin doporučuje zařadit do modelu ekonomické naladění ve společnosti. V kontextu finanční krize, která v roce 2008 postihla i českou kovárnu je tento behaviorální přístup klíčový, protože mainstreamové studie zmíněné v první kapitole zpravidla neobsahují proměnné zachycující ekonomickou náladu ve společnosti. Tento pocitový faktor se zdá být silnější pro nákup relativně dražších statků dlouhodobé spotřeby, protože jejich nákup je zásadním výdajem domácnosti. Přesto se tento vliv ukázal jako zásadní i pro prodej relativně levného zboží jako je ruční nářadí. Důvodem může být pokles poptávky po službách využívajících ruční nářadí jako výrobní faktor, nebo celkové utlumení ekonomické aktivity domácností.

3 Data

Stacionarita

Každá časová řada, která je v této práci použita, je testována na stacionaritu. V případě průkazných výsledků statistických testů konstatujících nestacionaritu je časová řada náležitě transformována, aby byl splněn předpoklad stacionarity. Pro detekci nestacionarity jsou použity, *Augmented Dickey-Fuller* test v Příloha IX a alternativně *Kwiatkowski Phillips Schmidt Schin* test, jejichž společné použití díky rozdílným nulovým hypotézám a nutnosti sesbírat dostatek důkazů pro jejich zamítnutí minimalizuje chybné určení stacionarity časové řady.

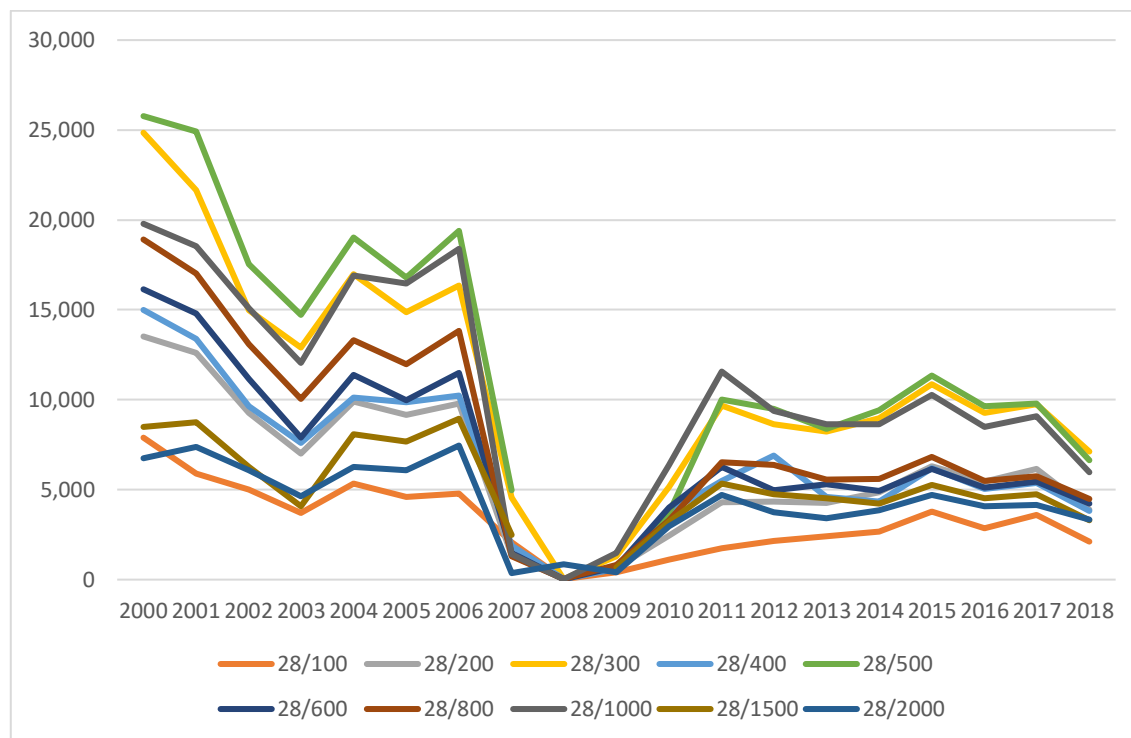
3.1 Prodané množství

Dataset je rozdělen na data získaná přímo z účetnictví kovárny a data získaná z veřejných databází. Z účetnictví kovárny jsou vybrány výrobky, které lze objektivně zařadit mezi ruční nářadí a dále je kategorizovat. Zvolena je kategorie kladiv, předtloukacích kladiv a palic. Tyto kategorie představují většinou část prodeje, lze je tedy považovat za vhodné adepty pro analýzu cenové elasticity poptávky po ručním nářadí. Data prodaného množství jsou zaznamenávána měsíčně. Měsíční data současně s relativně dlouhým časovým horizontem devatenácti let poskytují dostatečné množství pozorování pro utvoření závěrů ohledně cenové elasticity poptávky po ručním nářadí.

Uvažované kategorie ručního nářadí se výrazně liší jak fyzickými vlastnostmi, tak účelem užití. Přitom tato dvě kritéria jsou v druhé kapitole vymezena jako rozhodující pro určení povahy ekonomického statku, tedy jestli se jedná o kapitálový statek nebo statek dlouhodobé spotřeby. Pro každou z těchto uvažovaných kategorií je vybrán reprezentativní výrobek, který je podroben regresní analýze.

Kladiva

Graf I: Prodané množství daného výrobku⁶ kovárny z kategorie kladiv 2000-2018 (roční data)



Zdroj: účetnictví kovárny, vlastní zpracování

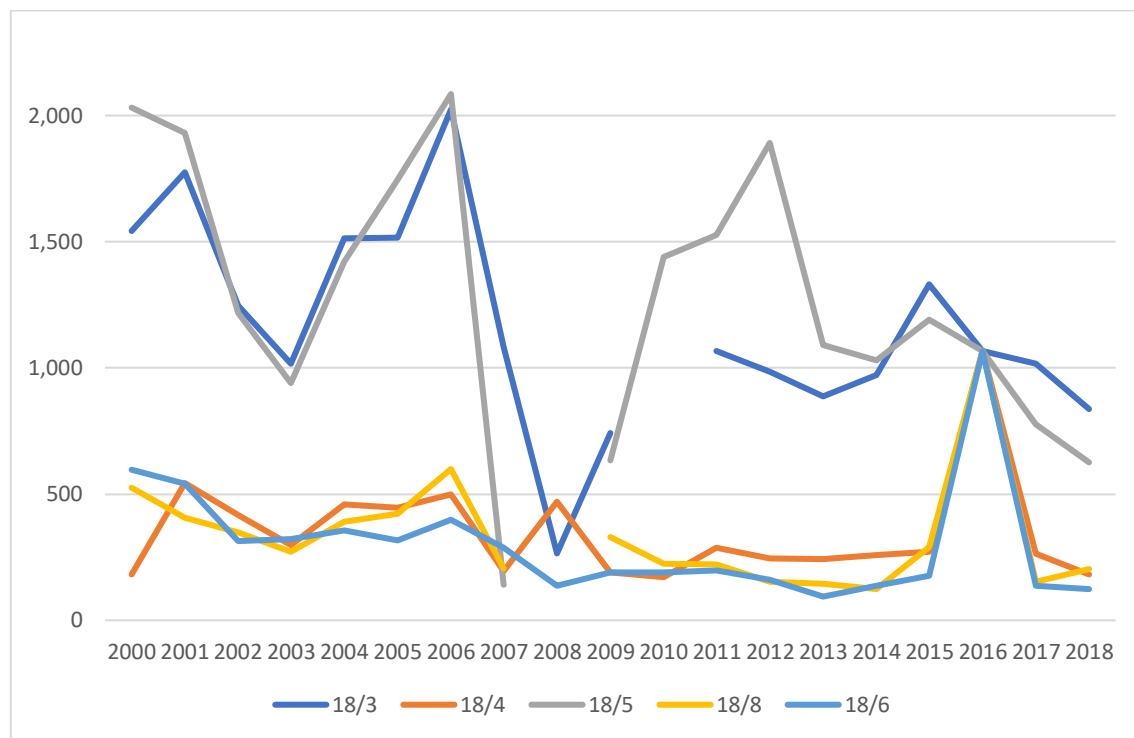
Hlavní fyzické rozdíly mezi jednotlivými typy kladiv jsou v jejich gramáži a tvaru. V účelu užití se kladiva liší podle jednotlivých profesí, pro která se používají, jako příklad lze uvést kladivo zednické, klempířské, truhlářské a obuvnické. Pro kategorii kladiv je příznačný zřetelný pokles prodaného množství s příchodem finanční krize. Tento pokles poptávky dospěl až do bodu, kdy bylo nutné pozastavit výrobu většiny kladiv. Tento vývoj indikuje správné zařazení ručního nářadí mezi statky dlouhodobé spotřeby. V důsledku krize totiž došlo k poklesu poptávaného množství komplementů kladiv z důvodu nejistoty ve společnosti, proto byla i spotřeba ručního nářadí odkládána na příznivější ekonomické období. Stejně ale lze vysvětlit tento pokles utlumením poptávky

⁶ Číslovka 28 určuje, že se jedná o kladivo, číslovka za lomítkem určuje hmotnost v gramech.

po manuálních službách, z toho důvodu došlo i poklesu poptávky po kladivech jako výrobním faktoru poskytovatelů manuálních služeb. Z důvodů nejasnosti příčiny poklesu prodaného množství s příchodem krize je v této práci ruční nářadí uvažováno jako víceúčelový statek. Pro vysvětlení tohoto poklesu v modelu je v práci využit Consumer sentiment index, jehož obdoba je doporučována Katonou (1971). Alternativně je možné transformovat data na kvartály a využít třeba HDP jako makroekonomický ukazatel stavu ekonomiky. Reprezentativním výrobkem je kladivo zámečnické s označením 28/800, protože vykazuje průměrnou hodnotu prodeje v rámci celé kategorie kladiv.

Předtloukácí kladiva

Graf II: Prodané množství daného výrobku⁷ kovárny z kategorie předtloukácích kladiv 2000-2018 (roční data)



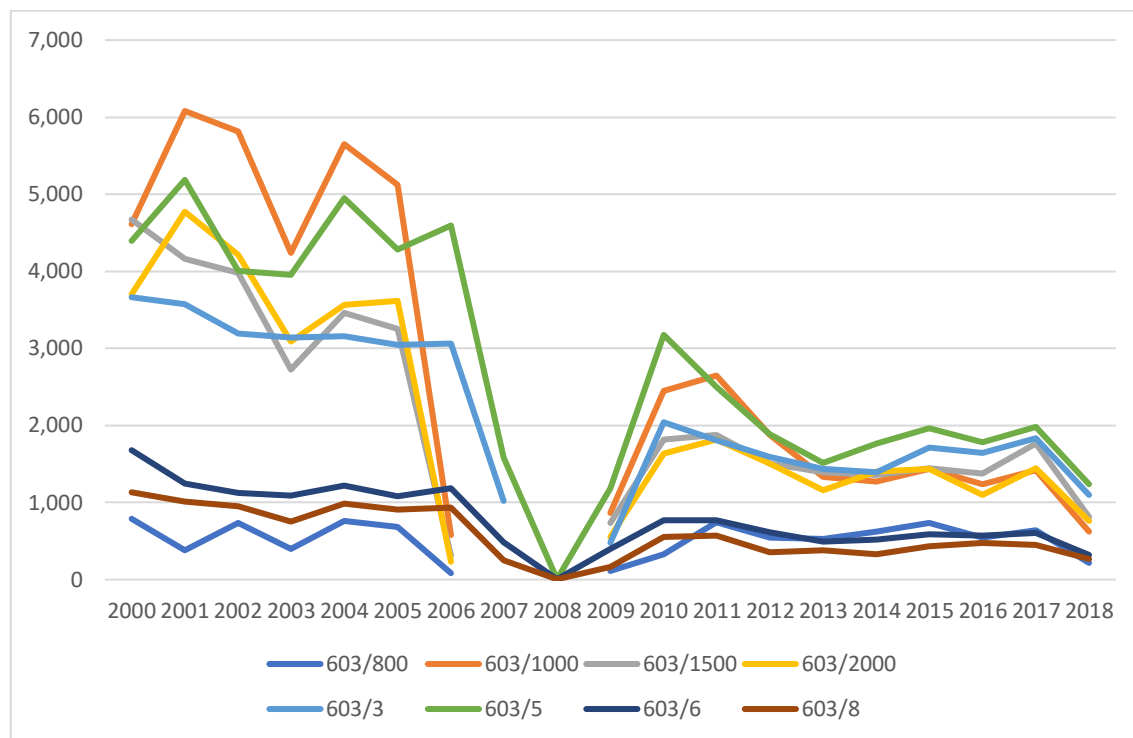
Zdroj: účetnictví kovárny, vlastní zpracování

⁷ Číslovka 18 vyjadřuje, že se jedná o předtloukácí kladivo. Číslovka za lomítkem vyjadřuje hmotnost v kilogramech.

Oproti první uvažované kategorii kladiv jsou předtloukácí kladiva úzce specializované nástroje. Slouží primárně pro těžší práce ve stavebnictví, dále pro práci zámečníků nebo kameníků, mají tedy zpravidla větší velikostní a hmotnostní parametry využitelné pro údernou činnost. Úžeji vymezené specializaci odpovídá i objem prodeje, přičemž lze považovat tuto kategorii spíše za kapitálové statky. Zařazení mezi kapitálové statky může být vysvětlením neukončení výroby těchto nástrojů v době krize, jelikož odběratelé pokračovali ve výkonu činnosti a stále poptávali nasmlouvané množství předtloukácích kladiv. Odběratelé tak činili buďto z důvodu obtížné nahraditelnosti těchto nástrojů, nebo protože například nedošlo k poklesu poptávky po zámečnické a kamenické činnosti během krize. Reprezentativním výrobkem je předtloukácí kladivo 18/3, protože zaujímá relevantní část prodeje této kategorie a zároveň objem jeho prodeje je porovnatelný s oběma reprezentanty zbylých dvou kategorií.

Palice

Graf III: Prodané množství daného výrobku⁸ kovárny z kategorie palic 2000-2018 (roční data)



Zdroj: účetnictví kovárny, vlastní zpracování

Kategorie palic představuje kategorii s nejdražšími produkty, přičemž objem prodeje této kategorie je menší než u běžných kladiv, zároveň ale téměř u všech výrobků vyšší než u předtloukacích kladiv. Palice jako taková je rázový nástroj, jelikož je většinou využívána k zatloukání špičatých předmětů. Stejně jako u kategorie předtloukacích kladiv je z důvodu úzkého využití vhodné zařadit palice jako kapitálový statek, tento předpoklad je umocněný ještě fyzickými rozměry například dvouručních palic. Přesto vývoj prodeje podobně jako u kategorie kladiv indikuje spíše víceúčelovost palic jako ekonomického

⁸ Číslovka 603 vyjadřuje, že se jedná o palici. Číslovka za lomítkem vyjadřuje hmotnost v kilogramech pro výrobky 603/3, 603/5, 603/6, 603/8. Pro zbylé výrobky je hmotnost uvedena v gramech pro zachování výchozího označení kovárnou.

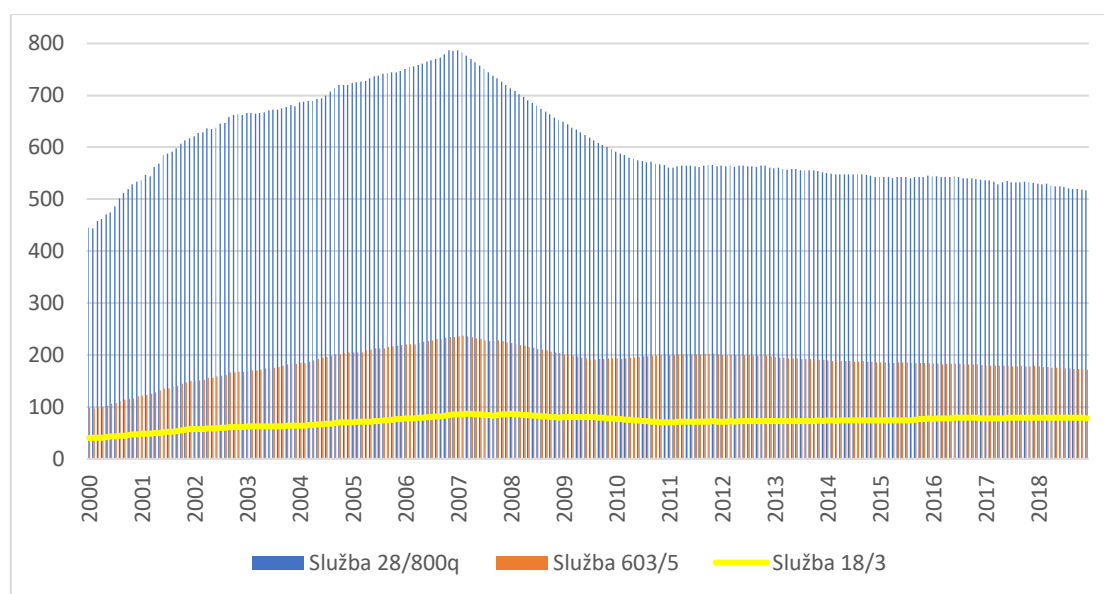
statku, nebo jejich jednodušší nahraditelnost než u předtloukacích kladiv. Jako reprezentativní výrobek je zvolena palice 603/5, která vykazuje nižší fluktuaci prodeje okolo její průměrné hodnoty než ostatní druhy palic, zároveň objem jejího prodeje je srovnatelný se zbylými reprezentativními výrobky.

3.1.1 Uvažované proměnné

Poskytnutá služba

Teoretický koncept použitý autory Stone & Rowe (1957) a ve zjednodušené formě i v (Heinonen, 1974), je vysvětlený metodicky v druhé kapitole této práce. Pro každého reprezentanta tří uvažovaných kategorií ručního nářadí je zvolena proměnná služba, zahrnující v sobě trvanlivost a předpokládanou zásobu mezi poptávajícími.

Graf IV: Úroveň poskytnuté služby reprezentativním výrobkem na 1 poptávajícího 2000-2018 (měsíční data)



Zdroj: vlastní zpracování

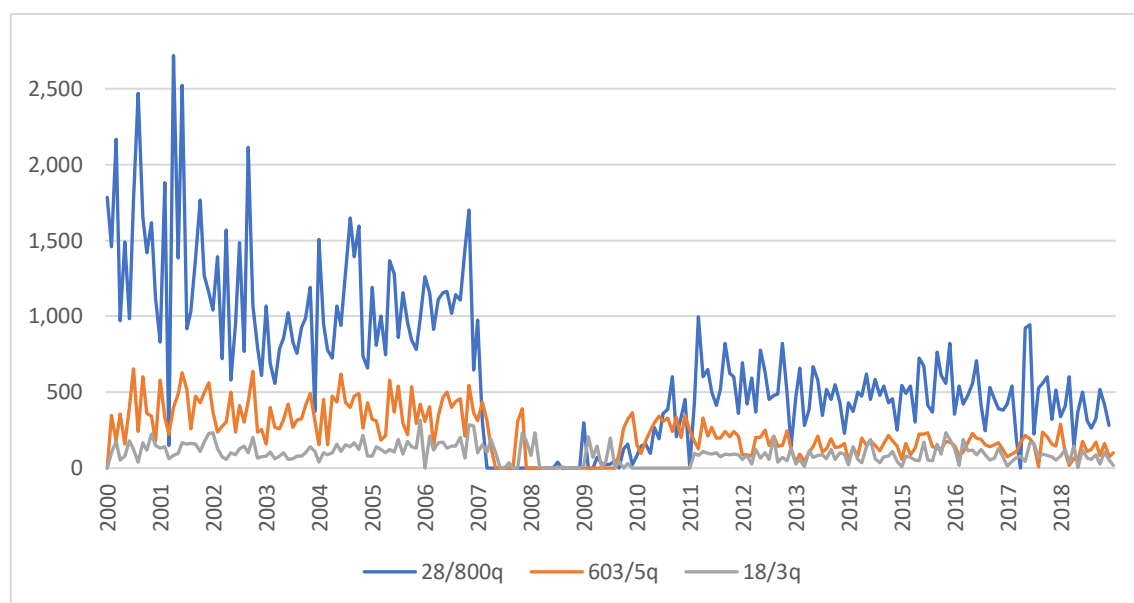
Služba jednotlivého výrobky by měla při správně zvolené životnosti vystihnout cyklickou složku časové řady, která je v této proměnné zahrnuta v podobě zásoby minulého období. Tato proměnná je tedy přímo ovlivněna pouze zásobou z minulého období a nepřímo ovlivněna i zásobami minulých let, které existují mezi poptávajícími z důvodu

trvanlivosti poptávaného výrobku. Z grafu popisující úrovně proměnné Služba 28/800q je patrný relativně dlouhodobý nárůst na téměř dvojnásobek za sedm let až do bodu, kdy se začala projevovat finanční krize. Tento relativně strmý nárůst může indikovat nevhodné zvolení počáteční referenční zásoby, nebo nevhodné zvolení životnosti výrobku. Oproti tomu se zdá proměnná Služba 18/3 relativně stabilnější v čase po roce 2009. Pro hodnotu proměnné Služba 603/5 je pak znatelný téměř dvou a půl násobný nárůst během prvních sedmi let před příchodem finanční krize, proměnná vykazuje tedy podobný vývoj jako předchozí dvě časové řady.

Prodané množství

Vysvětlovanou proměnnou je prodané množství reprezentujícího výrobku z kategorie kladiv 28/800q, předtloukacích kladiv 18/3q a palic 603/5q.

Graf V: Prodané množství daného reprezentativního výrobku kovárny 2000-2018 (měsíční data)



Zdroj: vlastní zpracování

S prodaným množstvím pracuje ve čtvrté části alternativní ekonometrický model, kdy v rámci modelu je vysvětlováno právě prodané množství.

3.2 Cena

Stejně jako data prodeje jsou z účetnictví extrahovány katalogové ceny jednotlivých výrobků. Tyto nabízené ceny se ale neměnily ve stejné frekvenci jako data prodeje. Teoretických vysvětlení může být několik, jedním z nich je rigidita smluvních vztahů s poptávajícími subjekty, dalším vysvětlením může být rigidita mezd a cena dalších výrobních faktorů. Nicméně cena je tvořena tržním mechanismem, proto jako vhodnou aproximací této tržní ceny jsou uvažovány a podrobněji popsány dva indexy průmyslových cen.

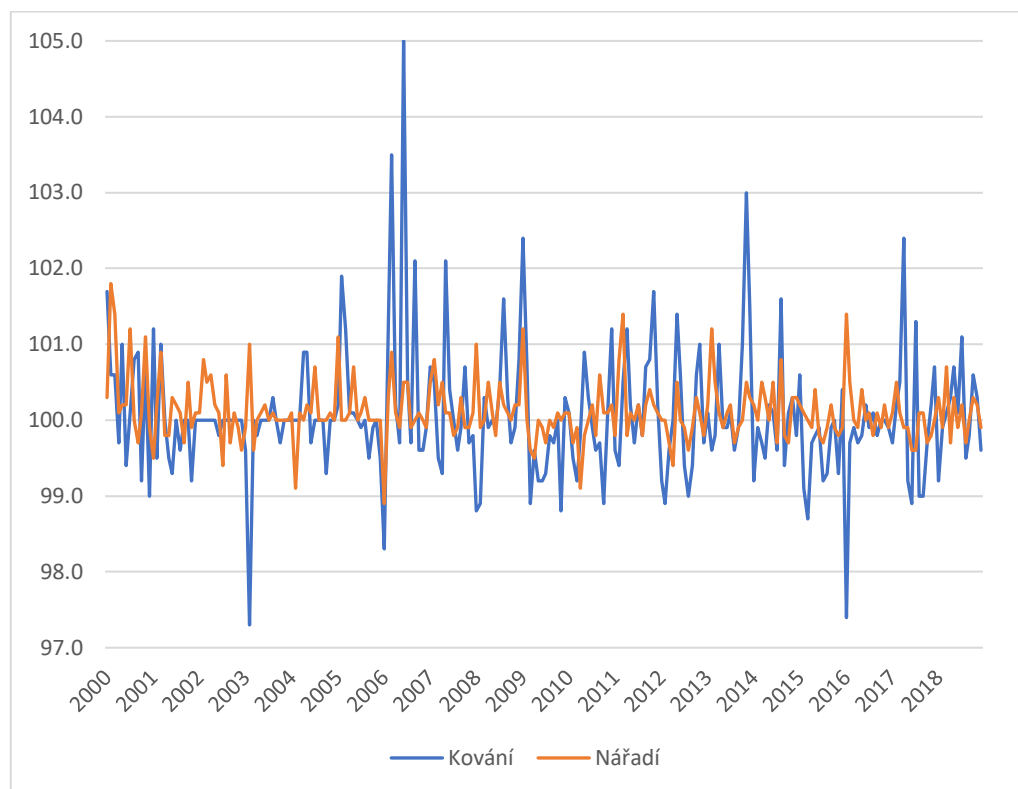
Nabízená cena

„Volba ceny jako vysvětlující proměnné je vhodná. Ceny jsou určité formálně nezávislé na prodaném množství a slouží proto jako skvělý vysvětlující faktor (Roos & Von Szeliski, 1943, s.102).“ Cena často není použita v nominální podobě, ale v reálných hodnotách (Heinonen, 1974) nebo v relativní hodnotě (Stone & Rowe, 1957) aby například bylo možné porovnávat hodnotu výrobků mezi jednotlivými obdobími. Nabízené ceny jako takové se mění v rozdílné časové frekvenci než prodané množství. Proto jako vhodnou aproximací tržní ceny jsou uvažovány následující dva indexy.

Průmyslové cenové indexy

Dalším použitým zdrojem dat je veřejná databáze Českého statistického úřadu. Vybrána jsou měsíční data cen průmyslových výrobců v oblasti Kování, která jsou vyjádřena časovou řadou meziměsíčních změn oproti předchozímu měsíci. Tato časová řada je nejen sezónně očištěna poskytovatelem, ale splňuje i předpoklad stacionarity z důvodu vyjádření v prvních diferencích. Druhým zvoleným indexem je index cen průmyslových výrobců pro Nástroje a další železářské výrobky. I tato časová řada je již sezónně očištěna poskytovatel a splňuje předpoklady stacionarity. Oba tyto cenové indexy mají měsíční frekvenci, jsou tedy vhodnou aproximací tržní ceny ručního nářadí. Ve stejné časové frekvenci jsou pak také data vývoje spotřebitelského cenového koše CPI, nicméně tato řada obsahuje trendovou složku a je dále vyjádřena v diferencích pro splnění předpokladu stacionarity.

Graf VI: Měsíční změny indexu cen Kování a měsíční změny indexu cen Nástrojů 2000-2018



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Index průmyslových cen pro oblast Kování, lisování, ražení, válcování a protlačování kovů vyjadřující měsíční změny vykazuje vyšší volatilitu oproti indexu průmyslových cen zahrnující oblast Nožířské výrobky, nástroje a železářské výrobky. Prvně zmíněný index cen Kování reflektuje cenu výroby jako takovou, kdežto méně volatilní index cen Nástrojů je vhodnější aproximací tržní ceny, protože vystihuje změny cen samotných výrobků.

3.2 Příjem

Různým způsobem je zakomponován příjem například ve studiích (Fujita & Dale, 2008), (Stone & Rowe, 1957), (Roos & von Szeliski, 1939). Společným jmenovatelem těchto studií je makroekonomické měřítko, kdy jako příjem jsou užívány různé formy disponibilního důchodu. Analýzou vývoje disponibilního důchodu v České republice se zabývá studie (Janský & Šatava, 2017) se zaměřením na data mezi lety 2005 až 2015.

Nicméně tento zvolený časový horizont je podstatně užší než je sledován touto prací, proto je zvolena aproximace příjmu pomocí reálné mzdy, která je činěna například ve studii (Heinonen, 1974).

Reálná mzda

Pro namodelování reálné mzdy jsou použita čtvrtletní data mezd ve zpracovatelském průmyslu. Nicméně data *Consumer price indexu* CPI jsou v měsíční frekvenci, proto lze použít reálnou mzdu jako vysvětlující proměnnou pouze v modelu, který obsahuje všechna data ve čtvrtletní frekvenci. Zároveň je *Consumer price index* potřeba převést na meziměsíční změny, aby vytvořená proměnná reálné mzdy plnila předpoklad stacionarity. Z důvodu měsíční frekvence dat prodeje a cen není v modelu zahrnuta reálná mzda. Východiskem je behaviorální pohled popsáný v (Pickering, 1981), který upřednostňuje proměnnou podchycující ekonomickou náladu investovat, raději než samostatné použití proměnné popisující velikost důchodu domácností.

3.3 Další uvažované proměnné

Sentiment index

Posledním zdrojem datového setu jsou stránky OECD, ze kterých je použit *Consumer sentiment index*. Tato časová řada má měsíční frekvenci, je sezónně očištěna poskytovatelem a splňuje předpoklad stacionarity.

Vyjádření nálady ve společnosti je podchyceno *Consumer confidence indexem*⁹, který zachycuje na úrovni České republiky meziměsíční změny. Jedná se o podobně koncipovaný index jaký použil ve své práci Hymans et al. (1970). Tento index zakomponuje do modelu určité naladění domácností, čímž by měl podchytit charakteristické znaky statků dlouhodobé spotřeby. Typickým znakem je pak odkládání nákupu statků dlouhodobé spotřeby na příznivější část ekonomického cyklu.

Graf VII: Meziměsíční změna úrovně investičního optimismu v ČR 2000-2018



Zdroj: OECD, vlastní zpracování

⁹ OECD (2019), Consumer confidence index (CCI) (indicator). doi: 10.1787/46434d78-en (Accessed on 21 November 2019)

Zpožděné proměnné

„Lidé jsou označováni jako otroci svých zvyků. Ekonometrická zkušenost podporuje obecný předpoklad, že chování je setrvačné. Například empiricky uznávané pravidlo je, že přidání zpožděné vysvětlované proměnné skoro vždy vylepší model (Bar-Ilan & Blinder, 1988, s.2).“ Zároveň je ale nutné zmínit slabou stránku takového přístupu: „Na statky dlouhodobé spotřeby má kromě současných veličin vliv i třeba spotřeba z minulého období. Nicméně tento přístup se dostává do rozporu s běžným předpokladem maximalizace současného užitku (Puig Gabau, 1998, s.118).“

Využití modelu pro predikci budoucích hodnot prodeje je vhodné, jelikož je jednodušší předpovídat budoucí vývoj jedné časové řady pomocí zahrnutí autoregresních komponentů než předpovídat budoucí hodnoty vícero časových řad. Navíc pro kovárnu není relevantní jen znalost citlivosti na cenu, ale i v jakém intervalu se bude s velkou pravděpodobností nacházet prodané množství v nadcházejícím měsíci. Tato informace je využitelná z důvodu plánování budoucích investic do kapitálu s úmyslem zvýšit objem výroby.

HDP

Zahrnutí časové řady se čtvrtletní frekvencí popisující vývoj hrubého domácího produktu do modelu může být vhodné z důvodu zachycení ekonomických cyklů. Problémem ale může být výskyt endogenity, což může značně limitovat použití metody nejmenších čtverců. Přesto, že je podíl kovárny na HDP nevýznamnou položkou, pro zahrnutí HDP do modelu by bylo potřeba transformovat veškeré ostatní proměnné na kvartály, čímž by byla ztracena podstatná část informace. Data výroby jsou zaznamenána a dále zpracována měsíčně. Proto místo HDP je v modelu použit *Consumer sentiment index*, který by měl obdobně jako HDP být schopen podchytit hospodářský cyklus ekonomiky.

4 Ekonometrický model

4.1 Základní model

Základní ekonometrický model obsahuje data v měsíční frekvenci mezi lety 2000 a 2018, jedná se o 228 pozorování pro každou proměnnou veličinu. Aplikován je přístup popsáný v (Heinonen, 1974), kdy do modelu vstupuje jako jediná endogenní veličina slu_{it} pro jednotlivé reprezentativní výrobky a vysvětlující proměnné jsou pak Průmyslové cenové indexy, *Consumer sentiment index* a nabízená cena reprezentativního výrobku, kdy pro ekonometrickou analýzu je použit analytický software *Gretl*.

$$slu_{it} = \beta_0 + \beta_1 sent_t + \beta_2 cutl_t + \beta_3 cen_{it} + \beta_4 forg_t + \varepsilon_t$$

Poskytované množství služby na poptávajícího - slu_{it}

Jedná se o endogenní veličinu, zahrnující v sobě předpoklad životnosti a odhadnutou zásobu minulých let udávající množství jednotek užitku na poptávajícího. Pro každý reprezentativní výrobek jsou odhadnuty koeficienty vysvětlovaných proměnných zvlášť, pro kategorii kladiv má pak tato veličina název $slu28_t$, pro kategorii předtloukacích kladiv $slu603_t$ a pro kategorii palic $slu18_t$.

Consumer sentiment index - $sent_t$

Index vyjadřuje investiční náladu v České společnosti, vystihuje behaviorální prvek modelu. V (Hymans et al., 1970) je podobný index aplikován na poměry v USA. S vyšším investičním optimismem je očekávaná vyšší poptávka po statcích dlouhodobé spotřeby.

Průmyslový cenový index Nářadí - $cutl_t$

Jedná se o méně volatilní cenový index, měl by tedy lépe aproximovat tržní cenu ručního nářadí než Průmyslový cenový index Kování. Je předpokládán negativní vliv na prodané množství stejně jako v (Roos & Von Szeliski, 1943), kde je v modelu použito vícero cenových indexů.

Nabízená cena výrobku - cen_{it}

Vlastní nabízená cena výrobku, pro jednotlivé reprezentativní výrobky má potom označení $p28$ pro kladiva, $p603$ pro předtloukáci kladiva, $p18$ pro palice. Citlivost na změnu ceny je hlavní oblast zkoumání této práce.

Průmyslový cenový index Kování - $for g_t$

Volatilnější cenový index, svojí povahou aproximuje ceny výrobních faktorů potřebných pro kování. Očekávaný je negativní vliv na prodané množství.

4.1.1 Deskriptivní statistiky

Proměnné veličiny prodeje q_{it} jsou sezónně očištěny metodou X-12-ARIMA, u proměnné cen_{it} se jeví očištění neúčelné, protože nabízená cena se měnila ve znatelně menší frekvenci, než jsou sezónní vlivy a ostatní proměnné jsou již očištěny poskytovatelem dat. Použití metody X-12-ARIMA způsobilo u očištěného prodaného množství q_{it} nenulové minimální hodnoty, což je zapříčiněno obdobím finanční krize s nulovou výrobou. Nicméně prodané množství q_{it} lze předefinovat jako zboží, které opustilo sklad. Takto definované prodané množství q_{it} už může nabývat záporných hodnot z důvodu vrácení zboží poptávajícím subjektem.

Tabulka II: Popisné statistiky proměnných veličin, sezónně očištěno

Popisná statistika, za použití pozorování 01/2000 – 12/2018					
Proměnná	Střední hodnota	Medián	Směrodatná odchylka	Min	Max
<i>Forg</i>	100	100	0,847	97,3	105
<i>Cutl</i>	100	100	0,394	98,9	102
<i>sent</i>	100	100	1,53	96,6	103
<i>q28</i>	975	863	673	-88,9	3173,3
<i>q603</i>	228	197	150	-74	703
<i>q18</i>	92,4	90,4	58,9	-31,7	267
<i>Slu28</i>	523	506	82,8	251	690
<i>Slu603</i>	187	191	29,1	96,5	237
<i>Slu183</i>	71,6	73,6	10,6	40,2	86,7
<i>p28</i>	158	162	26,5	111	239
<i>p603</i>	566	560	99,3	371	829
<i>p18</i>	381	378	68,4	242	559

Zdroj: vlastní zpracování

Měření multikolinearity

Protože vysvětlující proměnné by měly být na sobě nezávislé, je nutné změřit lineární vztah mezi nimi. Je-li tento vztah únosný, lze vysvětlující proměnné považovat za nezávislé a jejich použití v modelu je vhodné. Pro prvotní identifikaci multikolinearity je použita korelační matice vysvětlujících proměnných. Pro ověření této grafické identifikace je použita metoda *Variance inflation factor*. Přítomnost neúnosné multikolinearity vede k velkým standardním chybám odhadnutých koeficientů. V případě existence neúnosné multikolinearity je nutné odstranit jednu z lineárně korelovaných vysvětlujících veličin.

Tabulka III: Korelační matice nezávislých proměnných

Korelační koeficienty, za použití pozorování 01/2000 – 12/2018				
	<i>Forg</i>	<i>Cutl</i>	<i>p603</i>	<i>sent</i>
<i>Forg</i>	1	0,1857	-0,0503	-0,0401
<i>Cutl</i>		1	-0,1206	-0,0408
<i>p603</i> ¹⁰			1	0,37
<i>sent</i>				1

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Nejvyšší korelace dosahuje vztah vlastní ceny předtloukácího kladiva 603/5 a *Consumer sentiment indexu*. Nicméně tato korelace je zanedbatelná a vysvětlující proměnné lze považovat jako lineárně nezávislé mezi sebou. Tento závěr může být překvapivý vzhledem k předpokladu pro oba Průmyslové cenové indexy jako vhodné kandidáty na aproximaci tržní ceny. V důsledku mezi indexy neexistuje silná lineární korelace, a proto pravděpodobně Průmyslový cenový index Nástrojů bude vhodnější aproximací tržní ceny.

¹⁰ Veškeré dílčí testy modelu jsou z důvodu přehlednosti ilustrované na závislé proměnné *q603* a její vlastní ceně *p603*.

Výsledek v Příloha I testu *Variance inflation factor (VIF)* indikuje únosnou multikolinearitu pro všechny nezávislé proměnné. Hodnoty menší než 10 jsou považovány jako únosně korelované. Nejvyšší hodnota VIF dosahuje 1.17 u *p603*.

4.1.2 Regresní analýza

Pro vysvětlení endogenní proměnné a odhadu cenové elasticity je použita regresní analýza, kdy následující regresní rovnice je odhadnuta metodou nejmenších čtverců (OLS). Regresní rovnice má pak následující podobu:

$$slu_i = \beta_0 + \beta_1 sent + \beta_2 cutl + \beta_3 cen_i + \beta_4 forg$$

Aby metoda nejmenších čtverců poskytla nejlepší, lineární a nevychýlené odhady koeficientů je nutné splnit Gauss-Markovi předpoklady.

Prvním měřeným předpokladem je výskyt únosné míry multikolinearity, kdy výsledek měření metodou *Variance inflation factor* je zobrazen v Příloha I. Dalším nutným předpokladem je splnění předpokladu sériové nezávislosti reziduí, porušením tohoto předpokladu je autokorelace. Proto je základní model testován *Durbin-Watson* statistikou, určující sériovou závislost reziduí pro první řád zpoždění. Pro všechny reprezentativní zástupce proměnné slu_{it} vychází *Durbin-Watson* statistika nerozeznatelně od 0. Tento jev značí silnou neúnosnou pozitivní autokorelaci, která je nejspíše způsobena závislou proměnnou slu_{it} . Tato proměnná je generována na základě minulé zásoby a současného prodeje a je z ní odepisováno konstantní množství každé období. Tím, že se jedná o příliš velkou modifikaci dat a přílišnou aproximaci zásoby mezi poptávajícími, je tento postup využitý v (Heinonen, 1974) naprosto nevhodný pro měsíční mikroekonomická data prodeje. Heinonen (1974) ve svém modelu na ročních datech detekoval mírnější pozitivní autokorelaci, proto se zdá tento závěr logický. Alternativně je možné vyřešit problematiku autokorelace rozdílným přístupem k modelování zásoby. Proto je v alternativním modelu zásoba vystihnuta zpožděnou závislou proměnnou.

4.2 Alternativní model

Alternativní model obsahuje data v měsíční frekvenci mezi lety 2000 a 2018, jedná se o 228 pozorování pro každou proměnnou veličinu. Nicméně vysvětlovaná proměnná je přímo prodané množství v daném období, mezi vysvětlující proměnné jsou pak zahrnuty hodnoty prodeje minulých období společně s Průmyslovými cenovými indexy, Consumer sentiment indexem a vlastní cenou výrobku.

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_1 sent_t + \beta_2 cutl_t + \beta_3 cen_{it} + \beta_4 forg_t + \beta_5 q_{i,t-1} + \beta_6 q_{i,t-2} + \beta_7 q_{i,t-3} + \varepsilon_t$$

Prodané množství - q_{it}

Prodané množství daného reprezentativního výrobku v aktuálním období. Pro kategorii kladiv má pak tato závislá veličina název $q28_t$, pro kategorii předtloukacích kladiv $q603_t$ a pro kategorii palic $q18_t$.

Zpožděné prodané množství - $q_{i,t-k}$

Řád zpoždění závislé proměnné je vyjádřen indexem k , nicméně odhadnuté koeficienty u těchto proměnných mají limitovanou interpretaci a závisí na počtu zahrnutých řádů.

4.2.1 Regresní analýza

Alternativní regresní rovnice má vysvětlovanou proměnnou prodané množství pro jednotlivý reprezentativní výrobek q_i a jako vysvětlující proměnné do modelu vstupují:

$$q_i = \beta_0 + \beta_1 sent + \beta_2 cutl + \beta_3 cen_i + \beta_4 forg + \beta_5 q_{i,t-1} + \beta_6 q_{i,t-2} + \beta_7 q_{i,t-3}$$

K určení povahy a počtu zpožděných proměnných je použit korelogram pro vysvětlovanou proměnnou. Dále je postupováno *Box-Jenkinsonovo* metodou pro výběr vhodného modelu.

Z korelogramu v Příloha IV je patrná klesající tendence autokorelační funkce *ACF*, což ve spojení s prudkým poklesem parciální autokorelační funkce *PACF* indikuje vhodnost zahrnutí autoregresních komponentů. Parciální autokorelační funkce *PACF*, která je nerozeznatelná od nuly již po třetím zpožděném období napovídá, že by měl být zahrnut

autoregresní komponent třetího řádu. Ve výstupu z Gretlu se pak zpožděná proměnná označuje $q603_1$, $q603_2$ a $q603_3$ pro jednotlivé řády zpoždění závislé proměnné.

Odhadnuté koeficienty modelu jsou poté shrnuty v Tabulce V.

Tabulka IV: Odhad alternativního modelu pro reprezentativní výrobek předtloukacích kladiv q603

Model 25: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: q603		
	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
<i>const</i>	1286,68	0,4917
<i>Cutl</i>	-8,75318	0,6224
<i>sent</i>	5,38248	0,2536
<i>Forg</i>	-7,02767	0,3663
<i>p603</i>	-0,321193	0,0007(***) ₁₁
<i>q603_1</i>	0,286499	<0,0001(***)
<i>q603_2</i>	0,275494	<0,0001(***)
<i>q603_3</i>	0,146955	0,0275(**)
Adjustovaný koeficient determinace	0,587545	
F(7, 217)	46,58427	
P-hodnota(F)	6,45e-40	
Durbin-Watsonova statistika	1,939817	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

4.2.2 Diagnostika modelu

Multikolinearita

Výsledek VIF v Příloha V indikuje nejvyšší hodnotu 2.42 u prvního řádu zpoždění závislé proměnné $q603_1$. Obdobná hodnota vyšla u všech řádů zpoždění, proto je naměřená multikolinearita únosná.

¹¹ (***) znamená 1% hladinu významnosti, (**) znamená 5% hladinu významnosti, (*) znamená 10% hladinu významnosti

Autokorelace

Durbin-Watsonova statistika nabývá hodnoty 1,939817 a tedy se blíží hodnotě 2, což indikuje neexistenci sériové autokorelace pro první řád zpoždění. Alternativně je sériová autokorelace reziduí ověřována graficky korelogramem v Příloha VI.

Heteroskedasticita

Na základě výsledku *Breusch-Paganova* testu s p-hodnotou $1,27999e-09$, je nutné nulovou hypotézou homoskedasticity na 1% hladině významnosti zamítnout. Rozptyl odhadnutých koeficientů je sice stále nestraný, ale není již konzistentní. V důsledku mají odhadnuté koeficienty velké standardní chyby a proto jsou statistické testy významnosti koeficientů neprůkazné.

Pro zmírnění důsledků heteroskedasticity je zvolena odlišná odhadová technika robustních chyb, která sice neodstraní vliv heteroskedasticity na odhadnuté koeficienty, ale alespoň umožní použití statistických testů pro posouzení statistické významnosti jednotlivých nezávislých proměnných.

Pomocí metody *General to specific* jsou vyloučeny statisticky nevýznamné nezávislé proměnné. Výsledný model zobrazuje Tabulka VII.

Tabulka V: Odhad alternativního modelu metodou robustních chyb

Model 30: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: q603, HAC standardní chyby		
	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
<i>const</i>	−300,953	0,3201
<i>sentimentindex</i>	5,48716	0,0975(*)
<i>p603</i>	−0,322876	0,0013(***)
<i>q603_1</i>	0,288987	0,0027(***)
<i>q603_2</i>	0,274204	0,0002(***)
<i>q603_3</i>	0,140416	0,0468(**)
Adjustovaný koeficient determinace	0,588962	
F(5, 219)	105,5962	
P-hodnota(F)	2,35e-56	
Durbin-Watsonova statistika	1,965022	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Korelace reziduí

Jako jeden z předpokladů užití zpožděných proměnných je sériová nekorelovanost reziduí, tedy že veškerá dynamika v modelu je vystižena právě zpožděnými komponenty. Příloha VI znázorňuje Autokorelační a parciální autokorelační funkci, kde se hodnoty reziduí pohybují v rámci standardní odchylky, a proto je možné považovat tento předpoklad za splněný.

4.2.3 Interpretace výsledků

Metoda odhadu robustních standardních chyb umožňuje validní statistickou verifikaci i přes výskyt heteroskedasticity. Jako statisticky nevýznamné vyšly odhadnuté koeficienty u proměnných *Cutl* a *Forg*. Oba Průmyslové cenové indexy tedy vyšly statisticky nevýznamné, proto jejich užití jako aproximace tržní ceny v modelu je nevhodné. Na 1% hladině významnosti vyšly statisticky významné koeficienty u prvního *q603_1* a druhého *q603_2* řádu zpoždění závislé proměnné a koeficient u vlastní ceny *p603*. Na 5% hladině významnosti vyšel koeficient pro třetí řád zpoždění závislé proměnné a v neposlední řadě se statisticky významný na 10% hladině významnosti jeví koeficient u proměnné *sent* Consumer sentiment index.

Upravený koeficient determinace značí, že po penalizaci počtu regresorů vysvětluje model 58.9 % variability závislé proměnné a jako celek je na 1% hladině významnosti vhodný.

Výsledná odhadnutá regresní rovnice pro model reprezentativního výrobku q603 má následující podobu:

$$q603 = 5,48716sent - 0,322876cen603 + 0,288987q603_{t-1} \\ + 0,274204 q603_{t-2} + 0,140416 q603_{t-3}$$

Konstanta vyšla statisticky nevýznamná a jako taková nemá v modelu relevantní interpretaci. Interpretace koeficientu *Consumer sentiment indexu* je následující, vzroste-li nálada ve společnosti vyjádřená tímto indexem o jeden procentní bod, *ceteris paribus* vzroste poptávané množství v průměru o 5,48716 jednotek. Tento závěr koresponduje s výzkumem v (Katona, 1971), tedy že nálada ve společnosti má statisticky významný vliv na pořizování statků dlouhodobé spotřeby.

Odhadnutý koeficient u vlastní ceny indikuje, že vzroste-li nabízená cena o jednotku, dojde *ceteris paribus* k poklesu poptávaného množství v průměru o 0,322876 jednotek. Koeficient u prvního řádu zpoždění závislé proměnné $q603_{t-1}$ má následnou interpretaci, vzroste-li prodané množství předchozího měsíce o jednotku, *ceteris paribus* vzroste v průměru prodané množství v aktuálním měsíci o 0,288987 jednotek. Stejně tak u druhého řádu zpoždění závislé proměnné $q603_{t-2}$ se interpretuje, vzroste-li prodané množství (zpožděné o dva měsíce) o jednotku, *ceteris paribus* vzroste v průměru prodané množství v aktuálním měsíci o 0,274204 jednotek. Pro třetí řád zpoždění závislé proměnné $q603_{t-3}$ platí, že vzroste-li prodané množství (zpožděné o tři měsíce) o jednotku, *ceteris paribus* vzroste v průměru prodané množství v aktuálním měsíci o 0,140416 jednotek. Snižující se vliv předchozích období na aktuální období odpovídá předpokladu vlivu životnosti výrobků, napozorované ve studii (Hymans et al., 1970).

Výsledná odhadnutá regresní rovnice pro model reprezentativního výrobku q28 má následující podobu:

$$q28 = 470,013 - 2,19168cen28 + 0,413543q28_{t-1} + 0,199965q28_{t-2} + 0,248295q28_{t-3}$$

V modelu vyšla statisticky významná na 1% hladině významnosti konstanta, kterou lze interpretovat jako, mají-li veškeré vysvětlující proměnné hodnotu nula, je *ceteris paribus* prodané množství v průměru 470,013 jednotek. Pro tento model prodaného množství kladiv q28 se ukázal *Sentiment consumer index* jako statisticky nevýznamný, proto část nevysvětlené variability v rámci modelu popisuje konstanta. Jako statisticky nevýznamné vyšly odhadnuté koeficienty u proměnných průmyslových cenových indexů, proto jejich užití jako aproximace tržní ceny je i v tomto modelu nevhodné. Na 1% hladině významnosti vyšly statisticky významné koeficienty u prvního q28_1 a třetího q28_3 řádu zpoždění závislé proměnné a koeficient u vlastní ceny p28. Na 5% hladině významnosti vyšel koeficient pro druhý řád zpoždění závislé proměnné q28_2.

Upravený koeficient determinace značí, že po penalizaci počtu regresorů vysvětluje model 74.5 % variability závislé proměnné a jako celek je na 1% hladině významnosti vhodný.

Výsledná odhadnutá regresní rovnice pro model reprezentativního výrobku q18 má následující podobu:

$$q18 = 75,8403 - 0,109704cen18 + 0,215414q18_{t-1} + 0,23546q18_{t-2} + 0,174737q18_{t-3}$$

V modelu vyšla statisticky významná na 1% hladině významnosti konstanta, která ale má menší koeficient 75,8403 než odhad v předchozím modelu. I pro tento model prodaného množství palic q18 se ukázal *Sentiment consumer index* jako statisticky nevýznamný, proto část nevysvětlené variability v rámci modelu popisuje konstanta.

Jako statisticky nevýznamné vyšly odhadnuté koeficienty u proměnných průmyslových cenových indexů, proto závěr o jejich nevhodnosti užití jako aproximace tržní ceny se zdá být obecně aplikovatelný na ostatní výrobky v rámci kategorií.

Na 1% hladině významnosti vyšly statisticky významné koeficienty u druhého $q18_2$ a třetího $q18_3$ řádu zpoždění závislé proměnné a koeficient u vlastní ceny $p18$. Na 5% hladině významnosti vyšel koeficient pro první řád zpoždění závislé proměnné $q18_1$.

Upravený koeficient determinace značí, že po penalizaci počtu regresorů vysvětluje model 28.7 % variability závislé proměnné a jako celek je na 1% hladině významnosti vhodný.

4.3 Cenová elasticita poptávky

Pro přímou interpretaci odhadnutého koeficientu vlastní ceny jako cenové elasticity je potřeba předpokládat, že poptávka po ručním nářadí je jednotkově elastická (Shy, 1995). S tímto předpokladem má poptávková funkce tvar: $Q^D = X \times P^{-\eta}$

Nicméně tato funkce je nelineární v parametrech, proto je logaritmicky transformována do tvaru $q^D = x - \eta \times p$, kde $-\eta$ je cenová elasticita poptávky a $q^D = \ln Q^D$, $x = \ln X$, $p = \ln P$. Odhadnutý logaritmický model pro reprezentativní výrobek kladiv $q28$ popisuje Tabulka VIII.

Tabulka VI: Log-log model pro reprezentativní výrobek kladiv

Model 49: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: $lq28$, HAC standardní chyby		
	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
<i>const</i>	2,17605	0,0108(**)
<i>lp28</i>	-0,313813	0,0114(**)
<i>lq28_1</i>	0,617678	<0,0001(***)
<i>lq28_2</i>	0,12467	0,4858
<i>lq28_3</i>	0,159717	0,0837(*)
Adjustovaný koeficient determinace	0,754737	
F(4, 220)	212,2190	
P-hodnota(F)	2,70e-74	
Durbin-Watsonova statistika	2,097418	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Odhadnutý koeficient u proměnné $lp28$ má interpretaci cenové elasticity poptávky, tedy vzroste-li nabízená cena o 1 %, *ceteris paribus* dojde v průměru k snížení poptávaného množství reprezentativního výrobku kladiv $q28$ o 0.31 %. Obdobný koeficient cenové

elasticity vyšel i pro reprezentativní výrobek předtloukacích kladiv *lq603* v Příloha VII, u které 1% zvýšení vlastní ceny *ceteris paribus* sníží v průměru prodané množství o 0.50 %. Pro reprezentativní výrobek kategorie palic *lq18* v Příloha VIII pak 1% zvýšení vlastní ceny *ceteris paribus* sníží v průměru prodané množství o 0.39 %.

Výsledná odhadnutá regresní rovnice pro log-log model reprezentativního výrobku *lq28* má následující podobu:

$$lq28 = 2,17605 - 0,313813lp28 + 0,617678lq28_{t-1} + 0,12467lq28_{t-2} + 0,159717lq28_{t-3}$$

Zajímavý je odhad koeficientu prvního řádu zpoždění závislé proměnné *lq28_1* v porovnání s výsledky odhadu nezlogaritmizované závislé proměnné v Příloha II alternativního modelu pro stejný reprezentativní výrobek. Hodnota odhadnutého koeficientu 0,617678 pro proměnnou *lq28_1* indikuje vyšší persistenci cenového šoku, kdy ihned po 3% cenovém šoku *ceteris paribus* dojde v průměru ke snížení prodaného množství o 1 % a další období bude eliminováno méně než polovina tohoto cenového šoku. Alternativní model v úrovních pro jednotlivé reprezentanty naopak indikoval znatelně rychlejší vyprchání cenového šoku. Tento jev může být způsoben statistickou nevýznamností koeficientu u druhého řádu zpoždění závislé proměnné *lq28_2*.

4.4 Komparace výsledků

Odhadnuté koeficienty cenové elasticity poptávky po reprezentativních výrobcích tří z uvažovaných kategorií ručního nářadí vykazují podobné hodnoty, všechny tři výrobky mají cenově neelastickou poptávku. Tedy 1% nárůst ceny způsobí menší jak 1% snížení poptávaného množství. Pro kovárnu je tedy cena vhodným nástrojem pro zvýšení tržeb kovárny. Tento závěr je v kontrastu se studií poptávky po automobilech (Hymans et al., 1970), kde autorům vyšla poptávka po automobilech jako cenově elastická. Naopak v rámci zařazení ručního nářadí mezi statky dlouhodobé spotřeby naopak korespondují závěry této práce například s (Fujita & Dale, 2008), (Chow & Suits, 1958) ale i (Hagströmer & Salomonsson, 2005).

Pro komparaci výsledků je potřeba zvážit sledované období, proto v rámci porovnání s citovanými studiemi se devatenáctiletý časový horizont jeví jako dlouhé období. Na

základě odhadů cenových elasticit pro jednotlivé reprezentativní výrobky je zamítnuta hypotéza, že poptávka po ručním nářadí je cenově elastická. Závěry ekonometrické analýzy naopak indikují necitlivost poptávky na změny ceny. Teoretických důvodů se nabízí několik, jedním může být smluvní fixace cen na delší období. Nicméně v modelu vystupují zpožděné závislé proměnné, které vystihují i dlouhodobý efekt změny ceny na aktuální prodané množství.

Jako problematické se může jevit i nezahrnutí některých dalších proměnných do modelu s ohledem na nedostupnost dat. Zahrnutí reálné mzdy, HDP nebo i CPI by mohlo zlepšit výpovědní hodnotu modelu. Řešením může být transformace dat prodaného množství a nabízených cen na čtvrtletní časové řady, což by umožnilo zahrnutí těchto kvartálních časových řad. Nicméně nejenom z důvodu predikce budoucích hodnot prodeje se zdá být vhodnější modelování v měsíčních úrovních prodeje. Kovárna dále pracuje s daty v měsíční frekvenci, proto tento formát výstupu je vhodnější než kvartální data.

Slabinou modelu může být endogenní povaha ceny. Možným přístupem pro zmírnění této slabiny je modelovat poptávku pomocí simultánních rovnic. V modelu byl tento potenciální problém řešen zahrnutím průmyslových cenových indexů aproximující tržní cenu, nicméně ve výsledku sejevily oba indexy jako statisticky nevýznamné. Tím, že je katalogová cena určována kovárnou, lze jí považovat jako exogenní proměnou v modelu.

Závěr

Bakalářská práce se zaměřuje na relevantní zpracovatelské odvětví a poskytuje náhled na dílčí trh ručního nářadí. Analýza trhu s ručním nářadím je vypracována na základě teoretického konceptu statků dlouhodobé spotřeby, v rámci kterého jsou na mikroekonomické úrovni analyzována data prodeje ručního nářadí na případu jedné české kovárny. V bakalářské práci je odhadnuta cenová elasticita poptávky pro jednotlivé reprezentativní výrobky kategorie ručního nářadí. Využití odhadnuté cenové elasticity jako nástroje pro tvorbu cen je praktickým přínosem pro kovárnu, stejně jako využití modelu pro predikci budoucích hodnot prodejů.

V práci jsou vyvozeny hlavní charakteristiky ručního nářadí a jeho podobnost či odlišnost s dalšími statky dlouhodobé spotřeby. Na základě této komparace je testován koncept použitý v (Heinonen, 1974), který se ve výsledku jeví jako naprosto nevhodný z důvodu nedostatečného vystihnutí vlivu zásoby z minulého období na prodané množství. Přístup zahrnutí behaviorálních prvků popsany Katonou (1971) pomocí *Sentiment Consumer indexu* se na rozdíl od studie (Hymans et al., 1970) ukázal statisticky významný jenom pro jeden reprezentativní výrobek.

Výsledné odhadnuté cenové elasticity 0.31 pro kategorii kladiv, 0.50 pro kategorii předtloukacích kladiv a 0.39 pro kategorii palic indikují překvapivě podobné hodnoty jako domácí spotřebiče analyzované v (Fujita & Dale, 2008). Zároveň ale byla naplněna očekávání autora při srovnání ručního nářadí k drobnému domácímu vybavení. Hagströmer & Salomonsson (2005) odhadli obdobně jako cenově necitlivé například poličky, police a přihrádky na hygienické potřeby.

Limitem závěrů této práce ohledně cenové elasticity poptávky může být zkoumaný vzorek dat prodaného množství pouze jednoho subjektu na trhu s ručním nářadím. Toto omezení je ale kompenzováno použitím měsíční dat o prodejích vybraných výrobků v relativně dlouhém časovém horizontu devatenácti let. Proto závěry utvořené pro reprezentanty uvažovaných kategorií lze pokládat za vypovídající pro tvorbu cen kovárny.

Pro další výzkum cenové elasticity poptávky po ručním nářadí by mohly být využity data více kováren, velkoobchodních prodejců nebo makroekonomické ukazatele, jako je například index průmyslové produkce. Tento přístup by mohl potvrdit či vyvrátit obecnost závěrů zjištěných v této práci. Použití indexu průmyslové produkce jako závislé proměnné by umožnilo zahrnutí kvartálních poptávkových faktorů jako je reálná mzda či HDP.

Bibliografie

Bar-Ilan, A., & Blinder, A. S. (1988). *Consumer Durables and the Optimality of Usually Doing Nothing*. Získáno z <http://www.nber.org/papers/w2488>

Caplin, A., & Leahy, J. (1999). *Durable goods cycles* (Working paper, National bureau of economic research). Získáno z <https://www.nber.org/papers/w6987.pdf>

Cramer, J. S. (1957). A Dynamic Approach to the Theory of Consumer Demand. *The Review of Economic Studies*, 24(2), 73–86. <https://doi.org/10.2307/2295761>

Cramer, J. S. (1958). Ownership Elasticities of Durable Consumer Goods. *The Review of Economic Studies*, 25(2), 87–96. <https://doi.org/10.2307/2296206>

Český statistický úřad. (2016, erven). Klasifikace odvětví zpracovatelského průmyslu podle technologické náročnosti. Získáno z https://www.czso.cz/documents/10180/44684506/zprac_prum_techklasif.pdf/de20d52b-6e6f-4ff0-b4bf-c030698472d3?version=1.2

Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70(3), 312–326. Získáno z <https://www.jstor.org/stable/1805222>

Fujita, K., & Dale, L. L. (2008). *An Analysis of the Price Elasticity of Demand for Household Appliances*. <https://doi.org/10.2172/929429>

Galarraaga, I., Heres, D. R., & Gonzalez-Eguino, M. (2011). Price premium for high-efficiency refrigerators and calculation of price-elasticities for close-substitutes: A methodology using hedonic pricing and demand systems. *Journal of Cleaner Production*, 19(17), 2075–2081. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2011.06.025>

Goldsmith, R. W. (1951). A Perpetual Inventory of National Wealth. *Studies in Income and Wealth, Volume 14*, 5–73. Získáno z <https://www.nber.org/chapters/c9716>

Gowrisankaran, G., & Rysman, M. (2012). Dynamics of Consumer Demand for New Durable Goods. *Journal of Political Economy*, 120(6), 1173–1219. <https://doi.org/10.1086/669540>

Hagströmer, S., & Salomonsson, L. (2005). *Price elasticity—A potential pricing tool at IKEA* (Master thesis, Lund Institute of Technology). Získáno z http://www.pm.lth.se/fileadmin/pm/Exjobb/Filer_fram_till_foerra_aaret/Exjobb_2005/Ok_att_laegga_ut_Price_Elasticity_-_A_potential_pricing_tool_at_IKEA.pdf

Heinonen, A. (1974). The Demand for Semi-Durable Goods: An Econometric Analysis of the Demand for Outer Garments in Finland, 1952-1969. *The Swedish Journal of Economics*, 76(2), 186–198. <https://doi.org/10.2307/3439200>

Hymans, S. H., Ackley, G., & Juster, F. T. (1970). Consumer Durable Spending: Explanation and Prediction. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1970(2), 173. <https://doi.org/10.2307/2534239>

Chow, J., & Suits, B. (1958). Chow, „Statistical Demand Functions for Automobiles"; and Daniel B. Suits, „The Demand for New Automobiles in the United States, 1929-56," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 40 (August 1958), pp. 273-93. *Review of Economics and Statistics*, (Vol. 40), 273–293.

Janský, P., & Šatava, J. (2017). IDEA Studie 18 2017 Rust příjmu domácnosti. Získáno 10. září 2019, z https://idea.cerge-ei.cz/files/IDEA_Studie_18_2017_Rust_prijmu_domacnosti/mobile/index.html#p=5

Juster, F. T. (1969). Consumer Anticipations and Models of Durable Goods Demand. *Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*, 167–242. Získáno z <https://www.nber.org/chapters/c1218>

Katona, G. (1971). Consumer Durable Spending. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971(1), 234. <https://doi.org/10.2307/2534220>

Miller, H. L. (1960). The Demand for Refrigerators: A Statistical Study. *The Review of Economics and Statistics*, 42(2), 196–202. <https://doi.org/10.2307/1926539>

Miller, H. L. (1961). On the Theory of Demand for Consumer Durables. *Southern Economic Journal*, 27(4), 298–304. <https://doi.org/10.2307/1055528>

Ministerstvo průmyslu a obchodu. (2004). ZPRACOVATELSKÝ PRŮMYSL D.

Získáno z <https://www.mpo.cz/assets/dokumenty/26188/26053/291113/priloha024.pdf>

Ministerstvo průmyslu a obchodu. (2019, červen 27). Analýza vývoje ekonomiky ČR – červen 2019. Získáno 21. září 2019, z <https://www.mpo.cz/cz/rozcestnik/analyticke-materialy-a-statistiky/analyticke-materialy/analiza-vyvoje-ekonomiky-cr--cerven-2019--247171/>

Moraga Gonzalez, J. L., Sandor, Z., & Wildenbeest, M. R. (2015). Consumer Search and Prices in the Automobile Market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2609338>

Olney, M. L. (1990). Demand for consumer durable goods in 20th century America. *Explorations in Economic History*, 27(3), 322–349. [https://doi.org/10.1016/0014-4983\(90\)90017-S](https://doi.org/10.1016/0014-4983(90)90017-S)

Parker, P. M., & Neelamegham, R. (1997). Price Elasticity Dynamics over the Product Life Cycle: A Study of Consumer Durables. *Marketing Letters*, 8(2), 205–216. Získáno z <https://www.jstor.org/stable/40216445>

Pickering, J. F. (1981). A behavioral model of the demand for consumer durables. *Journal of Economic Psychology*, 1(1), 59–77. [https://doi.org/10.1016/0167-4870\(81\)90005-2](https://doi.org/10.1016/0167-4870(81)90005-2)

Puig Gabau, J. (1998). *Demand Analysis of Non-durable Goods. Relaxing Separability Assumptions* (Ph.D. Thesis, Universitat Pompeu Fabra). Získáno z <http://www.tdx.cat/handle/10803/7359>

Qin, X. (2014). *ESTIMATING DEMAND FOR AUTOMOBILE INDUSTRY IN THE U.S. MARKET: 2010 – 2013* (Northeastern University). Získáno z <https://repository.library.northeastern.edu/files/neu:349589/fulltext.pdf>

Roos, C. F., & von Szeliski, V. (1939). The Concept of Demand and Price Elasticity—The Dynamics of Automobile Demand. *Journal of the American Statistical Association*, 34(208), 652–664. <https://doi.org/10.2307/2279808>

Roos, C. F., & Von Szeliski, V. S. (1943). The Demand for Durable Goods. *Econometrica*, 11(2), 97–122. <https://doi.org/10.2307/1909262>

- Shy, O. (1995). *Industrial organization: Theory and applications*. MIT press.
- Stone, R., & Rowe, D. A. (1957). The Market Demand for Durable Goods. *Econometrica*, 25(3), 423–443. <https://doi.org/10.2307/1907959>
- Waldman, M. (2003). Durable Goods Theory for Real World Markets. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 131–154. Získáno z <http://www.jstor.org/stable/3216843>
- Wetzel, J., & Hoffer, G. (1982). Consumer Demand for Automobiles: A Disaggregated Market Approach. *Journal of Consumer Research*, 9(2), 195–199. Získáno z <https://www.jstor.org/stable/2489128>

Seznam tabulek, grafů a příloh

Tabulky:

TABULKA I: SHRNUÍ ODHADŮ CENOVÉ ELASTICITY POPTÁVKY	9
TABULKA II: POPISNÉ STATISTIKY PROMĚNNÝCH VELIČIN, SEZÓNĚ OČIŠTĚNO	32
TABULKA III: KORELAČNÍ MATICE NEZÁVISLÝCH PROMĚNNÝCH	33
TABULKA V: ODHAD ALTERNATIVNÍHO MODELU PRO REPREZENTATIVNÍ VÝROBEK PŘEDTLOUKACÍCH Kladiv Q603	36
TABULKA VII: ODHAD ALTERNATIVNÍHO MODELU METODOU ROBUSTNÍCH CHYB	38
TABULKA VIII: LOG-LOG MODEL PRO REPREZENTATIVNÍ VÝROBEK Kladiv	41

Grafy:

GRAF I: PRODANÉ MNOŽSTVÍ DANÉHO VÝROBKU KOVÁRNY Z KATEGORIE Kladiv 2000-2018 (ROČNÍ DATA).....	20
GRAF II: PRODANÉ MNOŽSTVÍ DANÉHO VÝROBKU KOVÁRNY Z KATEGORIE PŘEDTLOUKACÍCH Kladiv 2000-2018 (ROČNÍ DATA)	21
GRAF III: PRODANÉ MNOŽSTVÍ DANÉHO VÝROBKU KOVÁRNY Z KATEGORIE PALIC 2000-2018 (ROČNÍ DATA).....	23
GRAF IV: ÚROVEŇ POSKYTNUTÉ SLUŽBY REPREZENTATIVNÍM VÝROBKEM NA 1 POPTÁVAJÍCÍHO 2000-2018 (MĚSÍČNÍ DATA)	24
GRAF V: PRODANÉ MNOŽSTVÍ DANÉHO REPREZENTATIVNÍHO VÝROBKU KOVÁRNY 2000-2018 (MĚSÍČNÍ DATA)	25
GRAF VI: MĚSÍČNÍ ZMĚNY INDEXU CEN KOVÁNÍ A MĚSÍČNÍ ZMĚNY INDEXU CEN NÁSTROJŮ 2000-2018	27
GRAF VII: MEZIMĚSÍČNÍ ZMĚNA ÚROVNĚ INVESTIČNÍHO OPTIMISMU V ČR 2000-2018	29

Přílohy:

PŘÍLOHA I: <i>VARIANCE INFLATION FACTOR</i> PRO JEDNOTLIVÉ NEZÁVISLÉ PROMĚNNÉ	51
PŘÍLOHA II: ODHAD ALTERNATIVNÍHO MODELU METODOU ROBUSTNÍCH CHYB	51
PŘÍLOHA III: ODHAD ALTERNATIVNÍHO MODELU METODOU ROBUSTNÍCH CHYB	51
PŘÍLOHA IV: KORELOGRAM ČASOVÉ ŘADY Q603	52
PŘÍLOHA V: <i>VARIANCE INFLATION FACTOR</i> PRO ALTERNATIVNÍ MODEL	52
PŘÍLOHA VI: AUTOKORELAČNÍ A PARCIÁLNÍ AUTOKORELAČNÍ FUNKCE REZIDUÍ PRO ALTERNATIVNÍ MODEL	53
PŘÍLOHA VII: LOG-LOG MODEL PRO REPREZENTATIVNÍ VÝROBEK PŘEDTLOUKACÍCH Kladiv	53
PŘÍLOHA VIII: LOG-LOG MODEL PRO REPREZENTATIVNÍ VÝROBEK PALIC	54
PŘÍLOHA IX: TESTY STACIONARITY A TEST KOINTEGRACE.....	54

Přílohy

Příloha I: *Variance inflation factor* pro jednotlivé nezávislé proměnné

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)	
<i>Forg</i>	1,037
<i>Cutl</i>	1,049
<i>sent</i>	1,159
<i>p603</i>	1,174
Minimální možná hodnota = 1.0, Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém multikolinearity	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Příloha II: Odhad alternativního modelu metodou robustních chyb

Model 40: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: q28, HAC standardní chyby		
	Koeficient	p-hodnota
<i>const</i>	470,013	0,0015(***)
<i>p28</i>	-2,19168	0,0042(***)
<i>q28_1</i>	0,413543	<0,0001(***)
<i>q28_2</i>	0,199965	0,0237(**)
<i>q28_3</i>	0,248205	0,0024(***)
Adjustovaný koeficient determinace		
F(4, 220)	244,2594	
P-hodnota(F)	1,08e-79	
Durbin-Watsonova statistika	2,086943	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

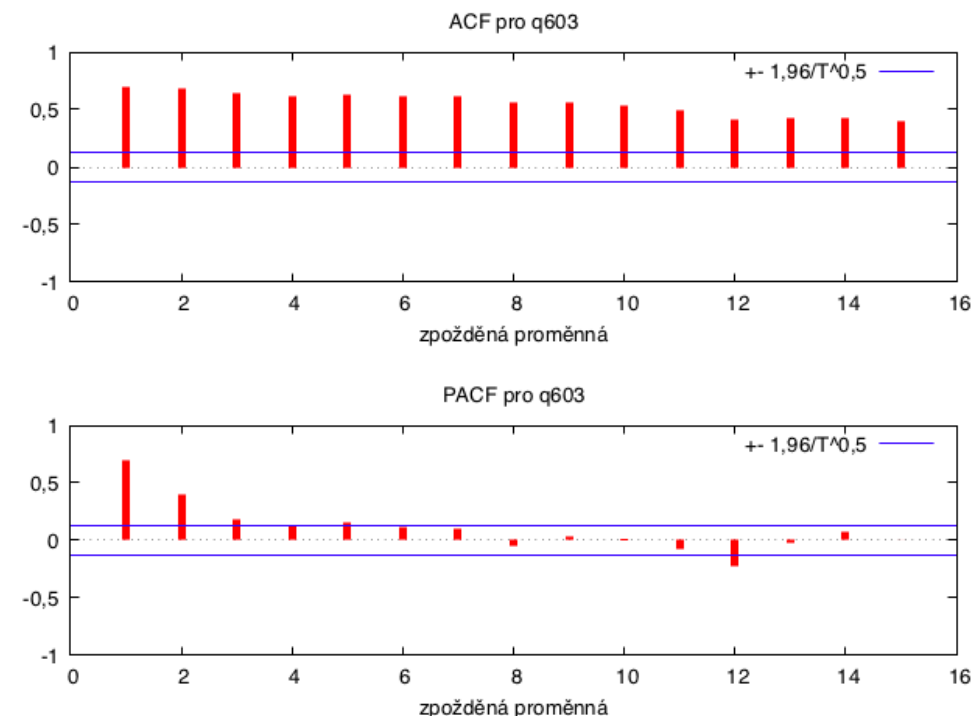
Příloha III: Odhad alternativního modelu metodou robustních chyb

Model 44: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: q18, HAC standardní chyby		
	Koeficient	p-hodnota
<i>const</i>	75,8403	0,0008(***)
<i>p18</i>	-0,109704	0,007(***)
<i>q18_1</i>	0,215414	0,0102(**)
<i>q18_2</i>	0,23546	0,0019(***)
<i>q18_3</i>	0,174737	0,0052(***)
Adjustovaný koeficient determinace		
F(4, 220)	26,17262	
P-hodnota(F)	9,26e-18	

Durbin-Watsonova statistika	2,045135
-----------------------------	----------

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Příloha IV: Korelogram časové řady q603



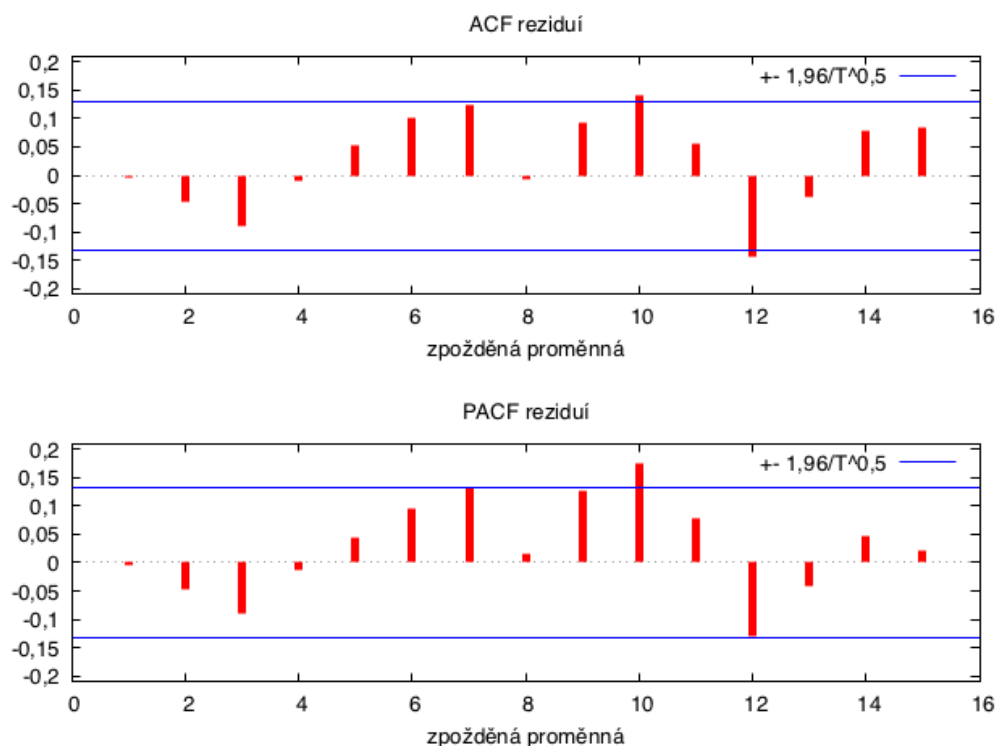
Zdroj: Gretl

Příloha V: *Variance inflation factor* pro alternativní model

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)	
<i>Cutl</i>	1,045
<i>sent</i>	1,23
<i>Forg</i>	1,036
<i>p603</i>	1,978
<i>q603_1</i>	2,423
<i>q603_2</i>	2,409
<i>q603_3</i>	2,387
Minimální možná hodnota = 1.0, Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Příloha VI: Autokorelační a parciální autokorelační funkce reziduí pro alternativní model



Zdroj: Gretl

Příloha VII: Log-log model pro reprezentativní výrobek předtloukacích kladiv

Model 55: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: lq603, HAC standardní chyby		
	Koeficient	p-hodnota
const	4,16776	0,0449(**)
lp603	-0,503483	0,0804(*)
lq603_1	0,515226	<0,0001(***)
lq603_2	0,174329	0,0849(*)
lq603_3	0,109279	0,3972
Adjustovaný koeficient determinace	0,557128	
F(4, 220)	55,93370	
P-hodnota(F)	1,72e-32	
Durbin-Watsonova statistika	2,011262	

Zdroje: Gretl, vlastní zpracování

Příloha VIII: Log-log model pro reprezentativní výrobek palic

Model 57: OLS, za použití pozorování 04/2000 - 12/2018 (T = 225)		
Závisle proměnná: lq18, HAC standardní chyby		
	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
const	3,56491	0,0104(**)
lp18	-0,388033	0,0373(**)
lq18_1	0,369403	<0,0001(***)
lq18_2	0,234872	0,0421(**)
lq18_3	0,0879118	0,2161
Adjustovaný koeficient determinace	0,352708	
F(4, 220)	29,97904	
P-hodnota(F)	6,54e-20	
Durbin-Watsonova statistika	2,024814	

Zdroje: Gretl, vlastní zpracování

Příloha IX: Testy stacionarity a test kointegrace

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro q28	Rozšířený Dickey-Fullerův test pro q18
počet pozorování 219, test bez konstanty	počet pozorování 224, test bez konstanty
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)q28	s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)q18
asymptotická p-hodnota 0,0339	asymptotická p-hodnota 0,07546
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro q603	Johanson test, Opraveno pro velikost výběru (df = 155)
počet pozorování 221, test bez konstanty	Hodnost Test stopy p-hodnota
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)q603	0 80,647 [0,0062]
asymptotická p-hodnota 0,1754	1 38,576 [0,3027]
	2 18,041 [0,5819]
	3 7,0569 [0,5827]
	4 0,018662 [0,8926]

Zdroje: Gretl, vlastní zpracování