

REGRESSION MODEL OF VALUES CONSTRUCTION ENTERPRISES IN THE YEARS 2007-2014

[Regresní model hodnot stavebních závodů za období 2007-2014]

Miloš Bahenský¹, Bohumil Puchýř²

¹ *Vysoké Učení Technické v Brně, Ústav soudního inženýrství, Purkyňova 464/118, 612 00 Brno
Email: milos.bahensky@usi.vutbr.cz*

² *Vysoké Učení Technické v Brně, Fakulta stavební, Rybkova 1, 602 00 Brno
Email: puchyr.b@fce.vutbr.cz*

Abstract: The first goal of the submitted contribution is to determine objectified value of the construction enterprises. For a low objectified boundary value is applied Direct Capitalization Method. The main aim of this contribution is using the model of simple linear regression to express value on the appropriate size of equity in the Czech economy in the years 2007-2014. Research sample (N=35) includes medium and large construction enterprises operating in the Czech Republic. The legal form of construction enterprises is Public Limited Company and Private Limited Company. These construction enterprises are valued at eight consecutive years. This resulted in a total of 278 values of construction enterprises. The regression model that includes a total of 278 observations. An integral part of the model of simple linear regression are the assumptions that give the model adequacy. The final regression model can be recommended for expert practice fast, simple, impartial estimate may be used for purposes of business economics. An important part is also a demonstration appropriately selected transformation data series that allows the use of simple linear regression model.

Keywords: data transformation, enterprise value, equity, simple linear regression model.

JEL classification: G30, G32, M42

Doručeno redakci: 10.7.2017; Recenzováno: 21.7.2017; 26.7.2017; Schváleno k publikování: 20.9.2017

Úvod

Problematika oceňování obchodních závodů je obsáhlá nadoborová disciplína, která spadá do oboru soudního inženýrství, ale také například do podnikové ekonomiky. Výsledkem procesu ocenění obchodního závodu je hodnota. Pro zjištění hodnoty obchodních závodů máme k dispozici hned několik přístupů a metod, současná praxe ale preferuje přístup výnosový, jako ten „nejspřávnější“, pokud je předpoklad fungování obchodního závodu do budoucna (tzv. going concern principle). Volbě kategorie hodnoty by měl vždy odpovídat přístup a metoda ocenění.

Analýzou ekonomických extenzivních časových řad se zabývá řada autorů, např. (Sabolovič 2009), ale pokud jde o řešerši dané problematiky, není autorům známa žádná existující extenzivní analýza časové řady stavebních závodů v podmínkách ekonomiky České republiky ani v zahraničí, která řeší závislost mezi vlastním kapitálem a jejich výnosovou hodnotou. Zahraniční srovnání se jeví problematické z důvodu odlišností jednotlivých ekonomik, které mají přímý vliv na výnosovou hodnotu.

Cílem tohoto příspěvku je sestavit empirický regresní model mezi vysvětlovanou (závislou) proměnnou, tj. hodnotou stavebního závodu a vysvětlující (nezávislou) proměnnou, tj. velikostí vlastního kapitálu za období let 2007-2014. Příspěvek je nosnou částí a výstupem disertační práce na téma: „Závislost hodnoty stavebního závodu na velikosti vlastního kapitálu“.

1 Teoretická vymezení pro regresní model

Zkoumaná entita – stavební závod - obchodní závod stavební produkce (SZ)

Stavebnictví je dnes bráno jako samostatné odvětví národního hospodářství. Na stavební trh vstupují na jedné straně subjekty, které zastupují stranu poptávky – investoři (např. stát, obce, developeri, domácnosti), na straně nabídky pak subjekty, které se tuto poptávku snaží uspokojit, tedy např. dodavatelé, projekční a inženýrské kanceláře, výrobci stavebních hmot atd. Dále zde ještě působí kontrolní orgány, tedy orgány státní správy (Marková 2007).

V rámci klasifikace CZ-NACE stavebnictví (stavební činnosti), definováno v sekci F (oddíl 41 „Výstavba budov“, oddíl 42 „Inženýrské stavitelství“, oddíl 43 „Specializované stavební činnosti“) (Eurostat 2008).

Podle Markové (2007, s. 8) je definován stavební závod jako obchodní závod, který na stavebním trhu vystupuje jako právnická osoba v roli zhotovitele a dodavatele, jehož hlavní činností je stavební výroba.

Vlastní kapitál (VK) – účetní hodnota na principu historických cen

Každý obchodní závod z pohledu legislativy je povinen vést účetnictví. Ze zákona o účetnictví vyplývá, že každá podnikatelská jednotka, bez ohledu na právní formu podnikání, je povinna jednou za rok zpracovat účetní závěrku. Podstatou je identifikovat jednak celkový rozsah majetku (aktiv), jednak kapitálu (pasiv), ze kterého byl majetek pořízen.

Vlastní kapitál je standardně uveden v rozvaze na straně pasiv, řádek 68 (ř. 69+73+80+83+87), tedy součtem základního kapitálu, kapitálových fondů, rezervního fondu, nedělitelného fondu a ostatních fondů ze zisku, výsledkem hospodaření z minulých let, výsledkem hospodaření běžného období.

Z hlediska metodiky ocenění obchodních závodů lze na účetní velikost vlastního kapitálu nahlížet jako na netto hodnotu obchodního závodu (majetkovým přístupem, účetní metodou) = nejjednodušší pohled na hodnotu obchodního závodu.

Vlastní kapitál jakožto účetní hodnota na principu historických cen má v rámci oceňovacího znalectví pouze doplňkovou úlohu (Mařík 2011, s. 324).

Kapitalizované čisté výnosy (KČV), paušální varianta – objektivizovaná hodnota na principu výnosového ocenění

Paušální varianta metody KČV, založená na kapitalizaci zisku (odpovídá metodě přímé kapitalizace), je vztažena k minulým výsledkům hospodaření obchodního závodu. Základem pro ocenění je výnosový potenciál k datu ocenění, který je vyvozován z minulých výnosů (tj. před datem ocenění obchodního závodu). Cílem je určit tzv. trvale odnímatelný čistý výnos (TČV), který by bylo možno rozdělit, aniž bychom snižovali majetkovou podstatu obchodního závodu, tzn., aby s ním bylo možno i do budoucnosti počítat jako se ziskem trvalým, stabilizovaným. TČV se sestaví z minulých výsledků hospodaření vycházejících z období minimálně 3-5 let k datu ocenění (Mařík 2003, s. 234-236).

Cílem je nalezení co možná nejobjektivnějšího, neutrálního odhadu před odhadem v oceňovací praxi více používaným a preferovaným (ale i více subjektivním) výnosovým přístupem, tj. ocenění metodami DCF (Sabolovič 2009, s. 83). Metody DCF jsou založeny na plánech do budoucna, a pro sestavení extenzivní časové řady jako podklad pro regresní model se autorům jeví neaplikovatelné.

Paušální variantu metody KČV používáme u stabilizovaných firem, kde nepředpokládáme větší dlouhodobý růst obchodního závodu (výsledků hospodaření) a základním předpokladem je stabilizace provozních charakteristik a stabilita budoucích zisků. Výhodou této paušální varianty metody KČV je její jednoduchost. Z hlediska výnosového přístupu bývá označována, z důvodu neuvažování výnosového potenciálu, jako spodní hranice odhadu hodnoty obchodního závodu (Mařík 2003, s. 235-237).

Vzorce výpočtu TV , H_n jsou následující (Mařík 2003, s. 234-238):

$$TV = \frac{\sum_{t=1}^K q_t \times \check{CV}_t}{\sum_{t=1}^K q_t} \quad (1)$$

- kde: TV – trvale odnímatelný čistý výnos,
 \check{CV}_t – minulý upravený čistý výnos v roce t ,
 q_t – váhy (význam čistého výnosu za určitý minulý rok), váha určující důležitost výnosu v roce t pro odhad, váhy, které určují význam čistého výnosu za minulý rok pro odhad budoucího trvale odnímatelného čistého výnosu,
 K – počet minulých let zahrnutých do výpočtu.

Pokud se v řadě nachází nějaké extrémní výchyly, je vhodnější je do výpočtu nezahrnovat. Výpočet hodnoty obchodního závodu paušální variantou metody KČV pomocí vzorce pro věčnou rentu je následující:

$$H_n = \frac{TV}{i_k} \quad (2)$$

- kde: H_n – hodnota obchodního závodu (netto),
 TV – odhad trvale odnímatelného čistého výnosu pro rok t prognózy, trvale odnímatelný čistý výnos,
 i_k – kalkulovaná úroková míra.

Regresní model

Volba typu regresního modelu – závislost hodnoty stavebního závodu na velikosti vlastního kapitálu (jeden regresor) – jednoduchý, podle typu regresní funkce – zvolen lineární regresní model.

Základní informace v regresním modelu je rovnice regresní (predikční) přímky. V případě jednoduché lineární regrese je její obecný tvar (Janíček 2014, s. 135-B):

$$y = b_0 + b_1 \times x + e \quad (3)$$

- kde: y – závisle proměnná, resp. výsledek (regresand, outcome) - proměnná, jejíž hodnotu chceme modelem predikovat,
 x – nezávisle proměnná, resp. prediktor - proměnná, jejíž hodnota slouží v modelu k predikci hodnoty y ,
 e – modelem nevysvětlená chyba.

2 Výběr vstupních parametrů do regresního modelu¹

Stanovení relevantnosti rozsahu výběrového souboru stavebních závodů založené na intervalu spolehlivosti

Nezbytným krokem k zobecnění výsledků je stanovení rozsahu reprezentativního výběrového souboru (resp. chybovosti). Jde o velikost výběru n ze základního souboru s variabilitou danou rozptylem s^2 , která je minimálně potřeba, aby bylo možné se spolehlivostí 100.(1- α) % zabezpečit, že střední hodnota se bude pohybovat v intervalu (výběrový průměr \pm přesnost odhadu).

Sestavení výběrového souboru stavebních závodů bylo započato rokem 2013, tudíž tento rok byl směrodatný k určení počtu výběrového souboru stavebních závodů, resp. jeho přesnosti požadované střední hodnoty.

Postup výpočtu je podle následujících vztahů a tabulky (Mrkvička a Petrášková 2006, s. 44):

$$n = \frac{s^2 \times t_{\alpha(2),n-1}^2}{d^2} \quad (4)$$

kde: n – počet stavebních závodů výběrového souboru,
 s^2 – bodový odhad rozptylu základního souboru,
 d – polovina intervalu spolehlivosti střední hodnoty základního souboru (požadovaná přesnost odhadu střední hodnoty),
 t – kvantil oboustranného Studentova rozdělení pro $n-1$ stupňů volnosti a hladinu významnosti α .

$$d = \frac{s \times t_{\alpha(2),n-1}}{\sqrt{n}} \quad (5)$$

kde: s – bodový odhad směrodatné odchylky,

Tabulka 1: Stanovení minimálního rozsahu výběrového souboru VK roku 2013

Směrodatná odchylka (s) VK 2013 (v tis. Kč)	148056,7	
Rozsah výběrového souboru (n)	35,0	
Hladina významnosti (α)	0,05	
Požadovaná přesnost určení střední hodnoty (d) (v tis. Kč)	51000	
Počet stavebních závodů (n)	34,8	35
Vypočítaná (skutečná) přesnost určení střední hodnoty (d) (v tis. Kč)	50859,2	

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě výše uvedené tabulky lze konstatovat, že při výběru 35-ti stavebních závodů můžeme určit střední hodnotu vlastního kapitálu základního souboru s přesností $d \pm 51000$ tis. Kč, která platí s pravděpodobností 95 %.

Výsledný interval je při počtu 35-ti stavebních závodů [250621 ± 51000 (tis. Kč)]. V tomto intervalu jsou všechny ostatní střední hodnoty analyzované časové řady 2007-2014).

Vstupní údaje (předpoklady) metodiky k oceňovaným stavebním závodům

- Geografické a místně příslušné vymezení základního souboru stavebních závodů - Česká republika.

¹ Výběr vstupních parametrů a úvodní část příspěvku koresponduje s příspěvkem 1. autora na téma ANALÝZA ZÁVISLOSTI VLASTNÍHO KAPITÁLU A HODNOTY STAVEBNÍCH ZÁVODŮ V ČESKÉ EKONOMICE V LETECH 2007-2014 v časopise *Scientific papers of the University of Pardubice : Series D*. Pardubice: Fakulta ekonomicko-správní Univerzity Pardubice, 2017, (39). ISSN 1804-8048.

- Obchodní závody s předmětem své činnosti – Stavebnictví, lhostejno typu stavební produkce z CZ-NACE, sekce F.
- Příslušné podklady pro ocenění stavebních závodů výnosovým přístupem, metodou KČV (rozvaha, výkaz zisků a ztrát, výroční zpráva, zpráva auditora, vymezení převažující činnosti atp.) v období od roku 2005 do roku 2014.
- Náhodný výběr stavebních závodů ze základního souboru – formou generování náhodných čísel (zákonitost statistiky). Podkladem pro stanovení výběrového souboru byl použit časopis českého stavebnictví Stavitel, ročenky TOP 2012, 2013, 2014, 2015.
- Volba stavebních závodů výběrového souboru je omezena právní formou - stavební závody mají právní formu akciových společností (a.s.) a společností s ručením omezeným (s.r.o.).
- Dostupnost údajů o inflaci v ČR.
- Dostupnost výnosnosti dlouhodobých státních obligací v ČR.

Omezení zvolené metodiky ocenění výběrového souboru stavebních závodů

- Existence stavebního závodu minimálně od roku 2005 do roku 2014.
- Dostupnost příslušných podkladů pro ocenění od roku 2005 do roku 2014.
- Předpoklad působení stavebního závodu do budoucna (going concern principle).
- Čitelnost příslušných podkladů (výročních zpráv a účetních závěrek - problém skenování).
- Neprovozní majetek k datu ocenění u všech stavebních závodů nebyl uvažován.
- Všechny stavební závody mají pro každý rok stejné náklady vlastního kapitálu (stanovené komplexní stavebnicovou metodou).
- Stavební závody, které v analyzovaném období byly alespoň v jednom roce ve ztrátě, byly z analýzy vyloučeny.
- Z analýzy jsou vyloučeny stavební závody v likvidaci.
- Byly vyřazeny stavební závody, u nichž došlo v průběhu analyzované časové řady ke změně účetního období kalendářního roku a k posunu počátku k jinému dni.
- Není známa doba pořízení aktiv, jejich délka životnosti a leasingové podmínky.
- V otázce daní je uvažována neakceptace odložené daně při oceňování stavebního závodu. Veškeré daně byly uvažovány splatné v daném roce analyzovaného období. Daně, resp. daňová sazba ve výběrovém souboru stavebních závodů je kalkulována ve výši platné k historickému datu ocenění.

Výběr dat

Databází pro získání dat výběrového souboru stavebních závodů byl zvolen Obchodní rejstřík - Justice.cz. Jako počáteční rok časové řady analyzovaných dat byl zvolen rok 2007. Analyzována byla časová řada mezi lety 2007-2014. Paušální varianta metody kapitalizovaných čistých výnosů vyžaduje, aby odhad odnímatelných čistých výnosů byl proveden na základě váženého průměru minimálně tří předcházejících let. Rok 2008 byl proveden na základě váženého průměru čtyř předcházejících let a následující roky 2009-2014 z období pěti předcházejících let. Hodnoty stavebních závodů byly stanoveny pro extenzivní časovou řadu 2007-2014, přičemž předcházející roky 2005-2006 byly využity pro odhad odnímatelných čistých výnosů počátečního roku 2007.

Do výběrového souboru byly zařazeny pouze ty stavební závody, které ve sledovaném období splňovaly výše uvedené vstupní podmínky a omezující předpoklady. Tyto podmínky splňovalo 35 stavebních závodů. Tím bylo získáno celkem 280 hodnot stavebních závodů a příslušných vlastních kapitálů.

Abecední seznam výběrového souboru stavebních závodů

AGROSTAV a.s., BASF STAVEBNÍ HMOTY ČESKÁ REPUBLIKA s.r.o., BETON BROŽ s.r.o., CASTA a.s., ČERMÁK A HRACHOVEC a.s., ČNES DOPRAVNÍ STAVBY a.s., EDIKT a.s., EKOKLIMA a.s., ELEKTRIZACE ŽELEZNIC PRAHA a.s., ENERGIE - STAVEBNÍ A BĀŇSKÁ a.s., GJW PRAHA s.r.o., HASIT ŠUMAVSKÉ VÁPENICE A OMÍTKÁRNY s.r.o., CHLÁDEK A TINTĚRA HAVLÍČKŮV BROD a.s., INŽENÝRSKÉ STAVBY BRNO s.r.o., IKAMENICKÁ STAVEBNÍ A OBCHODNÍ FIRMA s.r.o., KLEMENT a.s., KOMA MODULAR s.r.o., POZEMNÍ STAVITELSTVÍ ZLÍN a.s., PRAGIS a.s., PRVNÍ CHODSKÁ s.r.o., REKO PRAHA a.s., SDS EXMOST s.r.o., SMP CZ, a.s., S.O.K. STAVEBNÍ s.r.o., SPH STAVBY s.r.o., STAVOPROJEKTA STAVEBNÍ FIRMA a.s., STREICHER s.r.o. PLZEŇ, SYNER s.r.o., TENZA a.s., TEPLOTECHNA OSTRAVA a.s., TERMONTA PRAHA a.s., THERM s.r.o., TOMI - REMONT a.s., VW WACHAL a.s., ZIPP Brno s.r.o..

Tabulka 2: Velikost vlastního kapitálu výběrového souboru SZ (v tis. Kč) - pořadí SZ není dle abecedního seznamu

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
SZ 1.	181812	241642	286059	275505	317887	296253	322321	359037
SZ 2.	428582	452764	504776	609642	642760	638388	599510	575874
SZ 3.	321763	490519	669030	592172	593392	598985	580978	603913
SZ 4.	175136	194798	231491	264746	283782	308326	327115	346365
SZ 5.	85981	96650	94132	95652	94089	123283	137836	73434
SZ 6.	253703	280469	287271	283047	284738	270895	268690	265716
SZ 7.	109422	104488	100540	105016	105193	111644	108419	107233
SZ 8.	61631	76957	96242	114177	122849	133816	173172	159115
SZ 9.	124072	126402	135027	154438	147265	129406	131732	134409
SZ 10.	400569	391047	377503	420362	424662	401599	392256	386323
SZ 11.	69038	89599	137308	166731	182383	217412	230043	256350
SZ 12.	116769	158553	179174	196547	216298	226817	176905	159208
SZ 13.	1092766	1243541	1304895	1040705	805502	800287	595474	695189
SZ 14.	29825	67263	138409	155452	179020	206504	213892	228218
SZ 15.	177447	196786	263815	306551	306839	309005	330027	353710
SZ 16.	32353	54394	114856	139046	166874	195002	221151	269291
SZ 17.	45863	57526	74873	120960	120973	126341	128829	130916
SZ 18.	274971	339222	405721	432783	440223	399639	449223	430174
SZ 19.	137387	181894	238171	253790	265067	273922	242355	240724
SZ 20.	42288	44340	64469	69578	74508	79718	83779	92505
SZ 21.	100248	133354	127118	134448	162946	180829	230015	90947
SZ 22.	41828	46372	52941	75549	97841	131786	162103	193249
SZ 23.	149150	159461	229528	231447	254008	202336	162667	175708
SZ 24.	68073	74712	77231	79558	92521	96626	101716	107391
SZ 25.	76389	83655	80886	87917	93733	106766	114677	108056
SZ 26.	63109	96533	117750	134718	155133	177879	206117	261705
SZ 27.	38501	45797	56468	60059	63633	68723	79380	95085
SZ 28.	204482	258729	316419	321457	330982	341356	339552	343319
SZ 29.	570575	580992	541867	479016	469785	450731	445103	460079
SZ 30.	71313	73760	73730	81002	84619	95250	91446	94113
SZ 31.	181807	216010	278221	321659	338867	359894	384289	403275
SZ 32.	84594	92543	102746	110990	129228	126456	126195	136504
SZ 33.	267504	261976	276771	286536	282581	275165	268197	190745
SZ 34.	68297	51624	63211	70994	97400	100064	103047	94577
SZ 35.	94229	106026	121655	154925	179091	202520	243512	239468
AP²	178328	204869	234866	240776	245905	250389	250621	253198

Zdroj: Vlastní zpracování

² AP – aritmetický průměr

Tabulka 3: Hodnota SZ výběrového souboru zjištěná výnosovou metodou KČV (v tis. Kč)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
SZ 1.	18418	139363	265415	399596	621832	819210	640815	580997
SZ 2.	374250	613249	535242	902452	1027056	1466039	989657	637041
SZ 3.	590426	687410	451891	547842	555213	663118	481319	395108
SZ 4.	175167	245162	174003	202821	198518	272693	217533	197183
SZ 5.	48998	91805	42639	47073	33381	129495	203909	229329
SZ 6.	441275	669919	365836	362883	315333	322228	238433	202835
SZ 7.	143087	182280	81029	80602	58057	83745	91848	80463
SZ 8.	130592	183992	99242	139871	145009	251449	268803	233530
SZ 9.	332855	422029	263773	334969	290819	325763	186699	123326
SZ 10.	551482	706125	361276	376130	367616	429906	347644	324632
SZ 11.	132270	213812	184437	215293	189300	301459	204172	198561
SZ 12.	275708	369997	175822	212159	238753	317870	191767	125814
SZ 13.	1233686	1754305	1002707	1163223	1088012	1255686	842011	845242
SZ 14.	22365	170138	110970	140516	178610	286688	181826	162664
SZ 15.	367858	449865	300972	387321	302798	274138	181429	224772
SZ 16.	76720	207450	111493	154529	187979	286173	247293	307715
SZ 17.	53716	106039	99834	261053	234232	229058	112794	51967
SZ 18.	241684	358537	227406	321325	400199	502090	531120	529143
SZ 19.	274945	378061	230894	234680	214770	234935	151229	208858
SZ 20.	47705	39957	56159	49675	44193	55141	38658	39021
SZ 21.	254842	455047	213992	191485	183825	259917	382701	318171
SZ 22.	29605	47346	32769	79280	116489	235609	236323	254555
SZ 23.	213319	230627	225997	334548	391997	431635	306351	218109
SZ 24.	215865	229671	90747	56132	49324	59053	53317	47549
SZ 25.	223467	300305	150728	182207	184220	246097	194151	131847
SZ 26.	241099	323926	166525	163851	148720	178194	181064	294003
SZ 27.	79744	100253	61337	55878	46330	61213	61950	89217
SZ 28.	483441	732746	449264	407001	315150	310207	149280	85895
SZ 29.	599008	826647	434954	394004	299258	375297	237251	224668
SZ 30.	89271	122875	73090	93934	65549	83724	55935	48821
SZ 31.	110694	218265	188531	266337	256460	308087	237180	189962
SZ 32.	99271	212032	174666	187318	228875	288196	176647	157881
SZ 33.	33728	55211	63980	186888	264509	412807	339712	340085
SZ 34.	116797	200090	111664	108266	137238	146814	89793	57743
SZ 35.	56961	60597	32222	23093	60472	150402	152791	141087
AP	239438	345861	217472	264692	269717	344404	262955	237080

Zdroj: Vlastní zpracování

V důsledku zvoleného typu modelu je vhodné, resp. nutné přistoupit k transformaci jak nezávisle proměnné veličiny VK, tak i závisle proměnné veličiny KČV. Vhodně zvolená transformace totiž velmi často vede k nápravě normality rozdělení dat. Pokud se povede vhodnou transformaci nalézt, můžeme data vyhodnotit klasickými metodami statistické analýzy, jež vyžadují splnění předpokladu normality.

Nejprve je přistoupeno k transformaci nezávisle proměnné veličiny VK. Vzhledem k povaze dat se jeví nejprve jako adekvátní transformace druhé odmocniny nezávisle proměnné veličiny VK ($VK^{0,5}$). S takto transformovanou nezávisle proměnnou veličinou $VK^{0,5}$ je následně přistoupeno k Box-Coxově transformaci dle vztahů (6) resp. (7) (Hintze 2007), která optimálně transformuje závisle proměnnou veličinu KČV proti předem transformované nezávisle proměnné veličině $VK^{0,5}$, jak uvádí Tab. 4. Tuto metodu uveřejnili v roce 1964 G. E. P. Box a D. R. Cox pro určení mocninné transformace vysvětlované proměnné, jejímž hlavním cílem je dosažení homoskedasticity rozptylu chybové složky s vedlejším efektem nápravy nenormality.

Box-Coxova transformace spočívá v odhadech parametrů mocninné transformace λ , rozptylu σ^2 a regresních parametrů β , které přibližují rozdělení transformovaných dat co nejblíže k normálnímu rozdělení. Transformace hledá nejlepší hodnotu λ v rozsahu od -2 do +2.

Ani tato metoda transformace nezaručuje následnou normalitu dat. Po každé transformaci je nutné provést kontrolu normality buď pomocí numerických testů, nebo diagnostickými grafy.

$$Z = (Y + \delta)^\lambda \quad (6)$$

kde: Z – Box-Cox transformace,
 Y – závisle proměnná veličina,
 σ – velikost posunu, které se přidává, když $Y \leq 0$,
 λ – exponent (power).

Když je $\lambda=0$, je výše uvedený vzorec (6) nahrazen vzorcem (7).

$$Z = \ln(Y + \delta) \quad (7)$$

Tabulka 4: Výsledky Box-Coxovy transformace KČV proti VK^{0,5}

Velikost posunu, který se přidává, když $Y \leq 0$ (σ)	Exponent (power) (λ)
0,00	0,32

Zdroj: Vlastní výpočty v NCSS 2011

V dalším kroku je udělán test na identifikaci odlehlých hodnot (tzv. outliers). K tomu je využito Grubbsova testu (parametrický test), kterým lze extrémní hodnoty vyloučit. Grubbsův test se používá pro větší výběry ($n > 25$). Takto je postupováno dle vztahu (Blischke, Karim and Murthy 2011, s. 232).

$$G = \frac{\max_{i=1, \dots, n} |Y_i - \bar{Y}|}{s} \quad (8)$$

kde: G – hodnota Grubsovy statistiky,
 \bar{Y} – výběrový průměr datových řad,
 s – směrodatná odchylka výběru datových řad.

Z provedeného Grubbsova testu pro 280 transformovaných hodnot (VK^{0,5} a KČV^{0,32}) datová řada VK^{0,5} testem neprošla. Nad kritickou hodnotou byly testem zjištěny 2 hodnoty, 1115,142 (1243541 VK) a 1142,320 (1304895 VK). Tyto hodnoty jsou z výběrového souboru vyřazeny a dle výše uvedeného postupu je opět přistoupeno k testu. Interpretace testu: hypotéza H_0 - v datové řadě nejsou odlehlé body.

Tabulka 5: Grubbsova statistika odlehlých bodů

Datová řada	G	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
VK ^{0,5} (278 hodnot)	3,683 (pozorovaná) 3,702 (kritická)	0,054	0,05	H_0 nezamítáme
KČV ^{0,32} (278 hodnot)	3,263 (pozorovaná) 3,702 (kritická)	0,277	0,05	H_0 nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

3 Konstrukce regresního modelu

Rovnice přímky lineárního regresního modelu závislosti transformovaných veličin $KČV^{0,32}$ na $VK^{0,5}$ za použití celkem 278 pozorování se stanoví takto:

Rovnice modelu: $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$

Předpokládaná konstanta (intercept) $KČV^{0,32}$, když $VK^{0,5} = 0$, je 22,75, se standardní chybou 1,4651. Sklon přímky (slope), resp. odhadovaná změna $KČV^{0,32}$ na jednotku změny $VK^{0,5}$ je 0,0630 se standardní chybou 0,0031. Hodnota indexu determinace (R^2) mezi veličinami $KČV^{0,32}$ a $VK^{0,5}$ je 0,6011. Hodnota korelace (R) mezi veličinami $KČV^{0,32}$ a $VK^{0,5}$ je 0,775.

Předpokládaný sklon přímky je 0,0630, přičemž spodní hranice 95,0% intervalu spolehlivosti je 0,0569 a horní hranice 95,0% intervalu spolehlivosti je 0,0691.

Předpokládaná konstanta (intercept) je 22,75, přičemž spodní hranice 95,0% intervalu spolehlivosti je 19,8648 a horní hranice 95,0% intervalu spolehlivosti je 25,6333.

Pro model platí, že 0,6011 (60,11%) variability $KČV^{0,32}$ je vysvětleno $VK^{0,5}$. Zbývající část variability zůstává v modelu nevysvětlena (možno řešit dalšími vysvětlujícími proměnnými).

Na základě koeficientu korelace $R=0,775$, resp. indexu determinace $R^2=0,6011$, lze považovat danou závislost za silnou, a tedy dobře vystiženou použitým regresním modelem (model je dobře navržený).

Tabulka 6: ANOVA modelu $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$

Proměnná	DF	Součet čtverců	Průměr čtverců	F	Pr > F
VK^{0,5}	1	29178,866	29178,866	415,826	< 0,0001
Chyba	276	19367,169	70,171		
Správně	277	48546,035			

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Tabulka 7: Parametry modelu $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$

Zdroj	Hodnota	Standardní chyba	T	Pr > t	Dolní hranice (95%)	Horní hranice (95%)
Intercept	22,749	1,465	15,527	< 0,0001	19,865	25,633
VK^{0,5}	0,063	0,003	20,392	< 0,0001	0,057	0,069

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

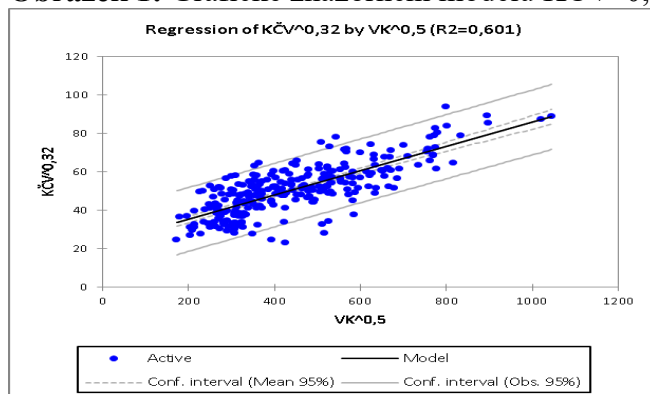
Tabulka 8: Koeficienty modelu $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$

Zdroj	Hodnota	Standardní chyba	T	Pr > t	Dolní hranice (95%)	Horní hranice (95%)
VK^{0,5}	0,775	0,038	20,392	< 0,0001	0,700	0,850

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Na základě výše uvedených popisných statistik modelu (celkový F-test i všechny t-testy jsou statisticky významné), výsledný lineární regresní model se dá považovat za vhodný (statisticky významný) k vystižení variability závisle proměnné $KČV^{0,32}$.

Obrázek 1: Grafické znázornění modelu $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$



Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Využití modelu se jeví adekvátní v intervalu $[VK^{0,5}=172,70 - (VK=29825), VK^{0,5}=1045,35 - (VK=1092766)]$ tis. Kč pro stavební závody s předpokladem going concern principle.

4 Ekonometrická verifikace modelu $KČV^{0,32} = 22,75 + 6,30E-02 * VK^{0,5}$ Předpoklad normality dat (závisle i nezávisle proměnné)

Interpretace testů normality: hypotéza H_0 - proměnná je z normálního rozdělení.

Tabulka 9: Testy normality nezávisle proměnné $VK^{0,5}$

Test	Hodnota testu	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
Shapiro-Wilkův	$W_n = 0,945$	$<0,0001$	0,05	H_0 zamítáme
Anderson-Darlingův	$AD = 4,166$	$<0,0001$	0,05	H_0 zamítáme
Lillieforsův	$D = 0,111$ $D(\text{standard}) = 1,848$	$<0,0001$	0,05	H_0 zamítáme
Jarque-Berův	$JB = 35,370$ $JB (\text{kritická h.}) = 5,991$ $DF=2$	$<0,0001$	0,05	H_0 zamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Tabulka 10: Testy normality závisle proměnné $KČV^{0,32}$

Test	Hodnota testu	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
Shapiro-Wilkův	$W_n = 0,979$	$<0,000$	0,05	H_0 zamítáme
Anderson-Darlingův	$AD = 1,258$	$<0,003$	0,05	H_0 zamítáme
Lillieforsův	$D = 0,048$ $D(\text{standard}) = 0,805$	0,119	0,05	H_0 nezamítáme
Jarque-Berův	$JB = 10,323$ $JB (\text{kritická h.}) = 5,991$ $DF=2$	0,006	0,05	H_0 zamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Výsledky numerických testů po transformaci VK na $VK^{0,5}$ a z KČV Box-Coxovou transformací na $KČV^{0,32}$ (i po odebrání dvou pozorování označených testy jako odlehlé hodnoty), přesto testy neprokázaly normalitu dat. K těmto výsledkům je však nutno přistupovat s jistou rezervou. Pokud je datový soubor zpravidla $n > 30$ (v tomto případě $n=278$) a numerické testy nám na obvyklých hladinách významnosti zamítnou nulovou hypotézu o normalitě dat, (numerické testy jsou na lehké porušení normality s rostoucím n

citlivé), pak lze normalitu dat připouštět na základě diagnostických grafů normality, které po transformaci ukazují pouze lehké porušení normality dat.

Další oporou pro lehké porušení normality dat může být centrální limitní teorém (Hendl 2004, s. 37-59), který říká, že porušení normality dat ve velkých výběrových souborech nemá příliš vážné následky. Máme-li tedy dostatečně velký vzorek ($n=278$ pozorování takový je), lehké porušení normality nemusí být problém z důvodů platnosti tohoto centrálního limitního teorému. Z výše uvedeného lze vyvodit, že:

U transformované nezávisle proměnné veličiny $VK^{0,5}$, i u závisle proměnné veličiny $KČV^{0,32}$, lze po transformaci s mírným porušením normalitu dat připouštět.

Autokorelace reziduí

Tabulka 11: Durbin-Watsonova statistika autokorelace reziduí

Parametr	Hodnota testu	P-hodnota	Alfa	Výsledek testu
Durbin-Watsonova statistika	$d=1,806$	0,053	0,05	H_0 nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Z výsledku DW-testu je patrné, že na základě hodnoty 1,806 nelze zamítnout nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace H_0 na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

Předpoklad neexistence autokorelace rozptylu náhodné složky modelu nezbytný pro jednoduchý lineární regresní model metodou MNC byl pomocí testu DW-statistiky potvrzen.

Předpoklad homoskedascity lineárního regresního modelu

Tabulka 12: Výsledky Whiteova testu heteroskedascity

LM (Naměřená hodnoty)	LM (Kritická hodnota)	DF	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
1,682	5,991	2	0,431	0,05	H_0 nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Z odvozené hodnoty ($0,431 > \alpha=0,05$) nelze zamítnout nulovou hypotézu o homoskedascitě reziduí. Lze tedy na základě tohoto testu konstatovat, že rezidua mají konstantní rozptyl.

Tabulka 13: Výsledky Breusch-Paganova testu heteroskedascity

LM (Naměřená hodnoty)	LM (Kritická hodnota)	DF	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
0,062	3,841	1	0,803	0,05	H_0 nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Obdobně jako u Whiteova testu, i u Breusch-Paganova testu z odvozené hodnoty ($0,803 > \alpha=0,05$) nelze zamítnout nulovou hypotézu o homoskedascitě reziduí. Lze tedy i na základě tohoto testu konstatovat, že rezidua mají konstantní rozptyl. Předpoklad homoskedascity rozptylu náhodné složky modelu nezbytný pro jednoduchý lineární regresní model metodou MNC byl pomocí testů heteroskedascity (Whiteův i Breusch-Paganův) potvrzen.

Předpoklad normality reziduí lineárního regresního modelu

Tabulka 14: Testy normality reziduí

Test	Hodnota testu	p-hodnota	Alfa	Výsledek testu
Shapiro-Wilkův	$W_n = 0,992$	0,113	0,05	H_0 nezamítáme
Anderson-Darlingův	$AD = 0,396$	0,368	0,05	H_0 nezamítáme
Lillieforsův	$D = 0,032$ $D(\text{standard}) = 0,534$	0,696	0,05	H_0 nezamítáme
Jarque-Berův	$JB = 2,165$ $JB (\text{kritická h.}) = 5,991$ $DF=2$	0,339	0,05	H_0 nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování v XLStat 2015

Ze všech provedených testů normality reziduí vyplývá, že rezidua mají normální rozdělení, tj. nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl na hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

Předpoklad normality reziduí nezbytný pro lineární regresní model metodou MNČ byl za pomoci všech výše uvedených testů potvrzen.

Závěr

Cílem příspěvku bylo sestavit empirický lineární regresní model hodnoty stavebního závodu na velikosti vlastního kapitálu v podmínkách české ekonomiky v letech 2007-2014. Výběrový soubor ($n = 35$) zahrnuje střední a velké stavební závody s právní formou akciových společností a společností s ručením omezeným. Takto bylo získáno oceněním 278 hodnot stavebních závodů metodou KČV, paušální variantou a z účetnictví stejný počet hodnot vlastních kapitálů. Regresní model tak obsahuje celkem 278 pozorování. Nedílnou součástí modelu lineární regrese jsou předpoklady (normalita proměnných, statistická významnost a správný návrh modelu, nepřítomnost autokorelace reziduí, homoskedasticita reziduí, normalita reziduí, které dávají modelu adekvátnost. Tyto byly všechny splněny.

Za další dílčí cíl příspěvku lze považovat analýzu datového souboru stavebních závodů, který dosud nebyl tímto způsobem zpracován a objasnění některých otázek o závislosti vysvětlované proměnné na zvolené vysvětlující proměnné.

Významnou částí je i ukázka vhodně zvolené transformace datových řad, která umožňuje použití modelu jednoduché lineární regrese.

Za předpokladu, že stavební závod má vlastní kapitál z intervalu [29825, 1092766] tis. Kč a je prosperující (going concern principle), lze výsledný regresní model použít:

1. V praxi znalce nebo odhadce pro doplňkový, rychlý, jednoduchý a nestranný odhad.
2. V oblasti managementu pro zjištění efektivnosti řízení stavebního závodu s ohledem na vývoj výnosové hodnoty v čase.

Podnětem pro další výzkum může být rozšíření výběrového vzorku stavebních závodů, resp. rozšíření intervalu velikosti vlastních kapitálů, pokračovat v analýze dalšího časového období. Dalším podnětem pro výzkum může být přidání další vysvětlující proměnné, vhodnou se jeví např. cizí kapitál z důvodu odlišné zadluženosti závodů napříč odvětví stavebnictví. Tato nově přidaná vysvětlující proměnná by mohla regresní model ještě více zpřesnit.

Literatura

- [1] BAHENSKÝ, M., 2017. Analýza závislosti vlastního kapitálu a hodnoty stavebních závodů v české ekonomice v letech 2007-2014. *Scientific Papers of the University of Pardubice, Series D*, 2017, roč. 24, č. 39, s. 5-15. ISSN: 1804-8048.
- [2] BLISCHKE, W. R., M. R. KARIM and D. N. P. MURTHY, 2011. *Warranty data collection and analysis*. New York: Springer Verlag. ISBN 978-0-85729-647-4.
- [3] Eurostat, 2008. NACE rev.2 Statistical classification of economic activities in the European Community. In: EUROSTAT Methodologies and working papers. [online]. Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities. Dostupné na: World Wide Web: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-07-015/EN/KS-RA-07-015-EN.pdf. PDF. [cit. 2016-08-23].
- [4] HENDL, J., 2004. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. Praha: Portál. ISBN 80-7178-820-1.
- [5] HINTZE, J., 2007. NCSS, LLC, Kaysville, Utah, USA. Available at: <http://www.ncss.com>
- [6] JANÍČEK, P., 2014. *Systémová metodologie: brána do řešení problémů*. Vyd. 1. Brno: Akademické nakladatelství CERM. 1 sv. (různé stránkování) : il. ISBN 978-80-7204-887-8.
- [7] MARKOVÁ, L., 2007. *Stavební podnik*. Studijní opora. 1. vydání. Brno: VUT v Brně, FAST.
- [8] MAŘÍK, M., 2003. *Metody oceňování podniku: proces ocenění - základní metody a postupy* 1. uprav. a rozš. vyd., Praha: EKOPRESS. ISBN 80-86119-57-2.
- [9] MAŘÍK, M., 2011. *Metody oceňování podniku: proces ocenění - základní metody a postupy* 3. uprav. a rozš. vyd., Praha: EKOPRESS. ISBN 978-80-86929-67-5.
- [10] MRKVIČKA, T. a V. PETRÁŠKOVÁ, 2006. *Úvod do statistiky*. 1. vyd, česky, Jihočeská univerzita, České Budějovice, 146 stran, ISBN: 80-7040-894-4.
- [11] SABOLOVIČ, M., 2009. *Oceňování podniku*. Disertační práce. Brno: MZLU v Brně. Školitel: prof. Ing. Iva Živělová, CSc.