Ročník VII, číslo 2, 2016
Volume VII, Number 2, 2016

Journal of Tourism, Hospitality and Commerce

Vysoká škola obchodní a hotelová s.r.o.
College of Business and Hotel Management Ltd.

ISSN 1804-3836

Journal of Tourism, Hospitality and Commerce

vědecko-odborný recenzovaný časopis

Vydavatel/Publisher:
Vysoká škola obchodní a hotelová s.r.o.
Bosonožská 9
62500 Brno
IČO: 25325078

Členové redakční rady/Editorial Board members:
prof. Ing. Stanislav Kráčmar, DrSc. (VŠOH) - předseda
prof. PhDr. Vladimír Šefčík, CSc. (VŠOH)
doc. Ing. Miroslav Fišera, CSc. (VŠOH)
prof. Ing. Jozef Golian, Dr. (FBP SPU v Nitře)
doc. Ing. Miloslava Chovancová, CSc. (FAME UTB ve Zlíně)
Ing. Pavel Taraba, Ph.D. (FLKŘ UTB ve Zlíně)
Ing. Ján Sidor, PhD. (Ekonomická univerzita Bratislava)
Ing. Marina Sedláková (Asociace průvodců ČR)

Nakladatelský editor:
prof. Ing. Stanislav Kráčmar, DrSc.

Odborný editor:
Mgr. Tomáš Jeřábek, MBA
Mgr. Petra Kůdelová

Technický editor:
Mgr. Petra Kůdelová

Překlady do anglického jazyka:
Mgr. Ivana Daňhelová

Frekvence vydání: 2krát ročně/Published twice a year
Distribuce/Distributor: Vysoká škola obchodní a hotelová s.r.o
Počet výtisků: 60 ks/number of copies: 60 pieces
Evidenční číslo periodického tisku: MK ČR E 19523/Registration No: MK ČR E 19523

ISSN 1804-3836 (Print)
© Vysoká škola obchodní a hotelová s.r.o.

Journal of Tourism, Hospitality and Commerce

Recenzenti čísla/reviewers of the issue:

prof. Ing. Stanislav Kráčmar, DrSc.

Mgr. Tomáš Jeřábek, MBA

Ing. Helena Velichová, Ph.D.

Mgr. Tomáš Marousek

Ing. Michal Bock

RNDr. Jakub Trojan., MSc MBA

Journal of Tourism, Hospitality and Commerce

OBSAH

EDITORIAL 6

KONTROLA OBSAHU SOLI VO VYBRANÝCH POTRAVINÁCH A POKRMOCH
JOZEF GOLIAN, MAREK ŠNIRC, ĽUBOMÍR BELEJ, BEÁTA MESZÁROŠOVÁ 8

VÝPOČET OČEKÁVANÝCH ÚVĚROVÝCH ZTRÁT DLE POŽADAVKU IFRS 9
TOMÁŠ JEŘÁBEK, DANA MARTINOVIČOVÁ 17

DIE MODELLIERUNG DER ÄNDERUNGEN DES ENVIRONMENTALEN MILIEUS MIT DER BENUTZUNG DER LANDKARTEN-ALGEBRA UND ÜBERDECKUNGSALGEBRA DER GEOINFORMATISCHEN SYSTEMEN IM TOURISMUS
JAKUB TROJAN 33

CONTENTS

EDITORIAL 7

CONTROL OF CONTENT OF SALT IN SELECTED FOOD AND MEALS
JOZEF GOLIAN, MAREK ŠNIRC, ĽUBOMÍR BELEJ, BEÁTA MESZÁROŠOVÁ 8

CALCULATION OF EXPECTED CREDIT LOSSES AS REQUIRED BY IFRS 9
TOMÁŠ JEŘÁBEK, DANA MARTINOVIČOVÁ 17

MODELING OF ENVIRONMENTAL CHANGES IN TOURISM USING MAP AND OVERLAY ALGEBRA IN GEOGRAPHIC INFORMATION SYSTEMS IN TOURISM
JAKUB TROJAN 33

EDITORIAL

Vážení akademičtí a vědecko-výzkumní pracovníci, milí čtenáři,

časopis Journal of Tourism, Hospitality and Commerce uveřejňuje statě jak vědeckého, tak přehledového charakteru, jež se zabývají tématy z oblasti gastronomie, cestovního ruchu a hotelnictví.

Gastronomie, cestovní ruch a hotelnictví představují specifický sektor, který ovlivňuje a zároveň je ovlivňován působením řady vnějších a vnitřních faktorů, které jsou často nezávislé na možnostech a zdrojích jednotlivých subjektů. S dynamicky se měnícím prostředím rostou nároky na znalosti a dovednosti pracovníků včetně schopnosti analýzy kvality v podnicích různých odvětví služeb.

Druhé číslo šestého ročníku časopisu přináší velmi zajímavé články zkušených odborníků, ale také mladých autorů, řešících problematiku z prostředí České republiky a Slovenské republiky. Aktuální číslo obsahuje tři vědecké práce zaměřené na problematiku obsahu soli v potravinách, v oblasti ekonomické výpočtu očekávaných úvěrových ztrát a v oblasti cestovního ruchu modelování změn v oblasti životního prostředí a geografie.

Milí přátelé, doufáme, že informace, které toto číslo přináší, budou pro vás významným podnětem ve vaší další odborné a vědecké práci.

Brno, 9. 1. 2017

prof. Ing. Stanislav Kráčmar, DrSc.
předseda redakční rady

EDITORIAL

Dear academics and scientific researchers, dear readers,

Journal of Tourism, Hospitality and Commerce publishes scientific articles and surveys which deal with themes of gastronomy, tourism and hospitality.

Gastronomy, tourism and hospitality represent a specific branch that not only influences but is influenced at the same time by the presence of various internal and external factors frequently independent of possibilities and sources of individual subjects. Dynamically changing environment causes growing demands for knowledge and skills of employees as well as for their analytical skills of quality in enterprises of various branches and services.

The second issue of the sixth year of this magazine brings very interesting articles of experienced professionals and young authors dealing with issues concerning Czech and Slovak backgrounds. The current issue contains three academic outputs featuring the problems of the amount of salt in food in gastronomy, the calculation of expected credit losses in economy and the change modelling in the enviromental sector and geography in tourism.

Dear friends, we hope that the information of this issue will provide important inputs for your further professional and scientific work.

Brno, 9. 1. 2017

prof. Ing. Stanislav Kráčmar, DrSc.
The Chairman of Editorial Board

KONTROLA OBSAHU SOLI VO VYBRANÝCH POTRAVINÁCH A POKRMOCH

CONTROL OF CONTENT OF SALT IN SELECTED FOOD AND MEALS

JOZEF GOLIAN[1], MAREK ŠNIRC[2], ĽUBOMÍR BELEJ[3], BEÁTA MESZÁROŠOVÁ[4]

Abstrakt

Práca je zameraná na meranie obsahu soli v troch skupinách potravinárskych výrobkov dvoma metódami. Kladie sa dôraz na zistenie rozdielov medzi výsledkami získanými meraním obomi metódami a rozdielov medzi nameraným a výrobcom deklarovaným obsahom soli. V práci sme použili dve metódy: potenciometrickú titráciu pomocou prístroja a argentometrickú titráciu Volhardovou metódou. Merali sme obsah NaCl v troch skupinách potravinárskych výrobkov s rôznym obsahom soli: v pekárskych a mlynských výrobkoch, v mliečnych výrobkoch, konzervovaných produktoch. Odchýlka stanoveného obsahu soli od deklarovaného bola najvyššia u vzorky smotanového jogurtu, v ktorom sme prvou metódou namerali o 75 % a druhou o 62,5 % viac soli, ako bol uvedený výživový údaj (0,08 g.100 g-1). Overili sme aj dodržiavanie požiadaviek legislatívy o používaní soli v potravinách. Zistili sme, že u vzorky špaldového chleba výrobca uvádza obsah soli vyšší ako je najvyššie prípustné množstvo pridanej soli do daného výrobku (18 000 mg.kg-1), a argentometrickou titráciou sme v tejto vzorke namerali 1,98 g.100 g-1 (19 800 mg.kg-1) NaCl. Z našich výsledkov vyplýva, že na stanovenie obsahu soli v pekárskych výrobkoch a mliečnych výrobkoch je vhodnejšie použiť potenciometrickú titráciu, a u konzervovaných výrobkov sa javí ako vhodnejšie použiť manuálnu argentometrickú titráciu.

Kľúčové slová: *chlorid sodný, obsah soli v potravinách, označovanie, stanovenie.*

Abstract

Presented work is focused on measuring salt content in three groups of food products by two methods. It places emphasis on finding differences between the results obtained by two methods of measurement, and differences between the measured and the content of salt declared by producers. At work, we used two methods: a potentiometric titration by apparatus and an argentometric titration based on Volhard´s method. We measured the content of NaCl in three groups of food products with different salt content: in bakery and mill products, dairy products, canned products. The difference between the measured and the declared content of salt was the highest in the case of cream yogurt, in which by the first method was measured about 75 % and by the second method 62,5 % more salt than was the given nutritional information (0,08 g.100

[1] prof. Ing. Jozef Golian, Dr., Katedra hygieny a bezpečnosti potravín, FBP SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, e-mail: Jozef.Golian@uniag.sk
[2] Ing. Marek Šnirc, PhD., Katedra hodnotenia a spracovania živočíšnych produktov, FBP SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, e-mail: marek.snirc@uniag.sk
[3] Ing. Ľubomír Belej, PhD., Katedra hygieny a bezpečnosti potravín, FBP SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, e-mail: lubomir.belej@uniag.sk
[4] Bc. Beáta Mészárosová, SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, e-mail: xmeszarosovb@is.uniag.sk

g-1). We also verified the compliance with the requirements of the legislation on the use of salt in food. We have found that in bread spalda manufacturer indicates salt content higher than the maximum amount of salt added to the specific product (18 000 mg.kg-1), and by argentometric titration we measured 1,98 g.100 g-1 (mg.kg-119 800) NaCl. Our results show that for purpose of the determination of the salt content in bakery products, dairy and meat products it is preferable to use potentiometric titration, and among the preserved products and mayonnaise salad seems to be preferable to use manual argentometric titration.

Keywords: *sodium chloride, salt content in foods, labelling, determination.*

Úvod a prehľad literatúry

Chlorid sodný má z výživového hľadiska veľký význam pre správne fungovanie organizmu ľudí i zvierat. Je to zlúčenina sodíka a chlóru s rozšíreným výskytom v prírode, v potravinách i v živých organizmoch. Sodík je dôležitým esenciálnym stopovým prvkom ovplyvňujúcim rad biochemických mechanizmov v tele a je stimulom slanej chuti. Jedlou soľou sa do organizmu dodáva veľká väčšina z celkového množstva sodíka prijímaného stravou. Hoci je sodík pre ľudský organizmus nevyhnutný, jeho nadmerný príjem môže viesť k vážnym zdravotným rizikám. Dokázaný je priamy vplyv na vznik hypertenzie a ochorení obličiek.

Pod pojmom soľ sa rozumie prírodná zlúčenina zložená z matrice chloridu sodného (NaCl) a zmesi menších množstiev iónov iných kovov. V prírode sa vyskytuje buď ako minerál kryštalizujúci v kubickej sústave označovaný ako halit (kamenná soľ), alebo ako soľ rozpustená vo vodách soľných jazier a morí. Kryštalický chlorid sodný je bezfarebný alebo biely, priehľadný, má sklovitý lesk, je vo vode rozpustný, je bez vône a má slanú chuť. Je to zlúčenina kovového prvku – sodíka (Na) a nekovového – chlóru (Cl). Pri rozpúšťaní sa chlorid sodný disociuje na katióny Na^+ a anióny Cl^- a obklopuje sa polárnymi molekulami rozpúšťadla **(Lee et al., 2016).**

Soľ má z výživového hľadiska veľký význam, je nenahraditeľnou zložkou výživy ľudí i zvierat. Ióny sodíka i chlóru sú pre organizmus nevyhnutné, pretože ovplyvňujú celý rad biochemických mechanizmov v tele. Sodík je dôležitým esenciálnym stopovým prvkom a jedlou soľou sa do organizmu dodáva asi 90 % z celkového množstva sodíka prijímaného stravou. I keď je sodík zásadný pre normálnu funkciu organizmu, je nutné dbať na príjem adekvátneho množstva, pretože nadmerný príjem dokázateľne predstavuje zdravotné riziko. Kladie sa na to dôraz najmä v súčasnosti, kedy je príjem sodíka oveľa vyšší ako odporúčané množstvá **(Kloss et al., 2015).**

Zdrojom morskej soli je morská voda, ktorá sa v teplých oblastiach necháva voľne odparovať na rozľahlých plochách alebo v plytkých nádržiach vplyvom slnečného žiarenia. Vzniknutý zahustený roztok následne kryštalizuje. Morská soľ sa od ostatných druhov líši obsahom malého množstva jódu. Pohybuje sa v rozmedzí 0,5 - 5 $mg.kg^{-1}$. Obsah jódu i ostatných stopových prvkov v morskej soli sa líši v závislosti od geografického pôvodu **(Westphal et al., 2010; Lee et al., 2016).**

Kamenná soľ sa získava ťažbou baníckym spôsobom z podzemných ložísk, menej často ťažbou z povrchových ložísk. Surovina sa ďalej upravuje drvením, mletím, separáciou nežiaducich prímesí a následným spracovaním do požadovaných foriem (prášok, kryštalická soľ alebo lisované bloky). Kamenná soľ obsahuje približne 39 % sodíka, 60 % chlóru a zvyšok

tvorí rad stopových prvkov, najčastejšie horčíka, draslíka a vápnika viazaných vo forme chloridov **(Westphal et al., 2010; Lee et al., 2016).**

Konzervačný účinok soli spočíva v spomalení alebo inhibícii rastu mikroorganizmov, čím sa zabraňuje kazeniu potravín. Používanie soli ako konzervačného prostriedku má dlhú tradíciu, tisíce rokov bola používaná najmä na konzervovanie mäsa, rýb a niektorých druhov zeleniny, čím sa zachovala zdravotná neškodnosť týchto potravín pre neskoršiu konzumáciu **(Doyle a Glass, 2010).**

Účinok soli na mikroorganizmy závisí od množstva soli prítomného vo vodnej fáze potravín. Konzervačný účinok soli spočíva v navodení „sušenia", čiže v odoberaní vody zo štruktúry potraviny a z mikrobiálnych buniek v procese osmózy. Prítomnosť iónov sodíka v roztoku spôsobuje odtok vody cez polopriepustnú membránu baktérií; strata vody z bunky vedie k osmotickému šoku, čo môže mať za následok aj smrť bakteriálnych buniek alebo spôsobenie vážneho poškodenia. Soľ môže na niektoré druhy mikroorganizmov pôsobiť aj znižovaním rozpustnosti kyslíka, reakciou s mikrobiálnymi enzýmami a navodením vyššej spotreby energie na vylučovanie sodíkových katiónov z buniek, čo môže znížiť rýchlosť rastu **(Inguglia et al., 2017).**

Vzhľadom k veľkému množstvu chloridu sodného, ktoré by bolo nutné pridávať do potravín pre účinnú inhibíciu mikrobiálnej aktivity a vzhľadom k obmedzeniu zo senzorických dôvodov, zvyčajne sa soľ aplikuje v kombinácii s inými konzervačnými látkami a faktormi. K zníženiu a_w v potravinách okrem chloridu sodného prispievajú aj iné soli, cukry, bielkoviny a stabilizátory vlhkosti. Citlivosť mikroorganizmov na pôsobenie soli v špecifických potravinách ovplyvňujú i ďalšie vlastnosti potraviny, ako je pH, teplota, kyslík, obsah tuku a ďalšie konzervačné prísady **(Ravishankar a Juneja, 2014).**

Kloss et al. (2015) uvádzajú, že soľ sa v nespracovanom mäse prirodzene vyskytuje v množstve okolo 0,15 až 0,2 g.100 g^{-1} (0,15 – 0,2 %). Množstvo soli v mäsových výrobkoch sa líši v závislosti od druhu výrobku, od receptúry i od výrobcu. Tie obvykle obsahujú soľ v množstve od 1,2 až do 5,5 g.100 g^{-1} (1,2 – 5,5 %). Najvyšší obsah soli majú trvanlivé tepelne neopracované mäsá a solené údené mäsá.

Soľ je stimulom slaného chuťového vnemu a má teda význam pre človeka z organoleptického hľadiska, je nenahraditeľná pre organizmus aj z výživového hľadiska. Potraviny sú hlavným zdrojom soli pre človeka a preto je zrejmý vzťah medzi konzumáciou určitých potravín a tými funkciami organizmu, ktoré soľ ovplyvňuje **(Brankovic Lazic et al., 2015).** Približne 70 % hmotnosti ľudského tela tvorí voda, ktorá je rozpúšťadlom a reakčným prostredím aj pre soľ. Chlorid sodný je vo vode disociovaný na Na^+ a Cl^- ióny, ktoré v tejto forme vstupujú do reakcií v organizme. Význam i funkcia iónov sodíka a chlóru sú odlišné, ako aj ich množstvo potrebné pre organizmus. Práve nadmerná spotreba sodíka je spojená s negatívnymi účinkami na zdravie **(Kloss et al., 2015).**

Materiál a metodika

V práci sme analyzovali vzorky potravinárskych výrobkov s rôznym deklarovaným obsahom soli na obale. Potraviny sme rozdelili do troch skupín, v každej bolo 9 vzoriek.

1. vzorky pekárskych a mlynských výrobkov: chleby, knedle, lístkové cesto, slané krekery a extrudované kukuričné chrumky.

2. vzorky konzervovaných potravín: konzervovaný hrášok, kukurica, šampiňóny, baranie rohy, červená repa, olivy, paradajková omáčka, horčica, tatárska omáčka.

3. vzorky mliečnych výrobkov: syry, bryndza, kyslá smotana, smotanový jogurt.

Vzorky vo všetkých kategóriách sme zoradili od výrobkov z najnižším deklarovaným obsahom soli po výrobky s najvyšším obsahom soli a v tomto poradí sme vykonávali merania.

Vzorky na meranie sme odoberali minimálne z dvoch kusov spotrebiteľského balenia daného výrobku spôsobom, aby sme získali minimálne 200 g reprezentatívnej vzorky. Po odbere sme vzorky upravili homogenizáciou nasledovným spôsobom:

- pekárske výrobky rozdrobením, resp. rozdrvením na drobné častice,
- konzervované potraviny (aj s nálevom) rozmixovaním ručným mixérom, resp. rozmiešaním lyžicou,
- mliečne výrobky rozmixovaním ručným mixérom, resp rozmiešaním lyžicou,

Takto upravené vzorky sme naplnili do uzatvárateľných plastových téglikov a označili sme ich názvom a číslom vzorky.

Meranie obsahu soli potenciometrickou titráciou vo všetkých vzorkách sme vykonávali pomocou prístroja 2.848.2010 Salt Titrino Plus od spoločnosti Metrohm. Ide o automatický titračný prístroj vhodný pre rýchle stanovenie obsahu soli v širokej škále potravín argentometrickou titráciou s odmerným roztokom $AgNO_3$. Prístroj je zložený zo samotnej elektronickej riadiacej a titračnej jednotky, magnetického miešadla a kombinovanej striebornej elektródy. Dolná hranica rozsahu merania je 0,03 % NaCl. Horná hranica rozsahu merania je 100 % NaCl.

Manuálne titračné stanovenie obsahu soli vo vzorkách sme vykonali argentometrickou titráciou Volhardovou metódou. Je to metóda spätnej titrácie, kedy sa do vzorky pridáva známe množstvo $AgNO_3$ a jeho nezreagovaný nadbytok sa titruje odmerným roztokom KSCN. Dolná hranica rozsahu merania je 292 $mg.kg^{-1}$.

Namerané hodnoty z laboratórnych meraní boli uložené do prostredia programu Microsoft Excel 2010 (Microsoft Corporation, USA). Výsledky sme spracovali do prehľadných tabuliek a výpočty podľa vzorca a všetky prepočty výsledkov (na %, na $mg.kg^{-1}$) boli vypočítané v tomto programe. Zároveň sme graficky znázornili porovnanie hodnôt obsahu soli nameraných potenciometrickou a argentometrickou titráciou s deklarovaným obsahom soli a tiež percentuálne rozdiely medzi nameraným a deklarovaným obsahom soli vo všetkých skupinách meraných vzoriek.

Výsledky práce a diskusia

Výsledky stanovenia obsahu soli sú priemerom dvoch nameraných hodnôt z paralelných meraní vzoriek. Výsledky sú vyjadrené v $g.100\ g^{-1}$ výrobku (nakoľko vo výživových údajoch na obale je obsah soli vyjadrený v $g.100\ g^{-1}$). Merali sme vzorky s rôznym deklarovaným obsahom soli zoradené od najnižšieho obsahu soli po najvyšší.

V **tabuľke 1** sú výsledky stanovenia obsahu soli potenciometrickou titráciou a argentometrickou titráciou podľa Volharda v pekárskych a mlynských výrobkoch a ich porovnanie s obsahom soli deklarovaným výrobcom. Takisto uvádzame rozdiely medzi nameraným a deklarovaným obsahom soli v percentách.

Podľa **Výnosu MZ SR č. S08975-OL-2014, ktorým sa ustanovujú požiadavky na jedlú soľ v potravinách** je najvyššie prípustné množstvo pridanej jedlej soli do chleba a pečiva 18 000 $mg.kg^{-1}$. Všetky namerané množstvá soli vo vzorkách pečiva a chleba vyhovujú tejto požiadavke legislatívy okrem jednej vzorky. U vzorky chleba špaldového výrobca uvádza deklarovaný obsah soli 1,93 $g.100\ g^{-1}$. Obsah soli nameraný prístrojovou metódou v tejto vzorke bol 1,77 $g.100\ g^{-1}$ (17 749 $mg.kg^{-1}$) a argentometrickou titráciou 1,98 $g.100\ g^{-1}$ (19 825 $mg.kg^{-1}$), čo v druhom prípade nezodpovedá požiadavke legislatívy o najvyššom prípustnom množstve pridanej soli (18 000 $mg.kg^{-1}$). Tu sa dá predpokladať chyba výrobcu spôsobená neznalosťou legislatívy. Kukuričné krúžky s paprikovou príchuťou sú extrudovaným výrobkom, u ktorých výrobca uvádza obsah soli 2,54 $g.100\ g^{-1}$ a potenciometrickou titráciou bolo stanovené takmer rovnaké množstvo (2,52 $g.100\ g^{-1}$, 25 200

mg.kg^{-1}). Tento obsah soli však nevyhovuje požiadavke legislatívy, podľa ktorej je maximálne prípustné množstvo pridanej soli do extrudovaných výrobkov 20 000 mg.kg^{-1}. I tu je predpokladaná rovnaká chyba zo strany výrobcu ako v prvom prípade.

Tabuľka 1 Výsledky merania obsahu soli v pekárskych a mlynských výrobkoch

Názov výrobku	Obsah NaCl						
	Deklarovaný [g.100 g^{-1}] (a)	Nameraný					
		Potenciometria			Argentometria		
		Nameraný obsah [g.100 g^{-1}] (b)	Rozdiel (b – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %	Nameraný obsah [g.100g^{-1}] (c)	Rozdiel (c – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %
Parená knedľa	**1,00**	1,23	0,23	23,0	0,70	-0,30	30,0
Lístkové cesto	**1,10**	0,90	-0,20	18,2	1,00	-0,10	9,1
Knedľa žemľová	**1,20**	1,03	-0,18	15,0	1,10	-0,10	8,3
Chlieb grahamový krájaný	**1,30**	1,34	0,04	3,1	1,20	-0,10	7,7
Chlieb čierny – pšenično-ražný	**1,55**	1,37	-0,18	11,6	1,55	0,00	0,0
Bielkovinové krekery	**1,80**	2,01	0,21	11,7	1,87	0,07	3,9
Chlieb špaldový	**1,93**	1,77	-0,16	8,3	1,98	0,05	2,6
Arašidové chrumky	**2,50**	1,58	-0,92	36,8	1,11	-1,39	55,6
Kukuričné krúžky s paprikovou príchuťou	**2,54**	2,52	-0,02	0,8	2,00	-0,54	21,3

Potenciometrickou titráciou sme najnižší obsah soli namerali vo vzorke lístkového cesta (0,90 g.100 g^{-1}), najvyšší v extrudovaných kukuričných krúžkoch (2,52 g.100 g^{-1}).

Argentometrickou titráciou sme najnižší obsah soli namerali vo vzorke parenej knedle (0,70 g.100 g^{-1}), najvyšší takisto v kukuričných krúžkoch (2,00 g.100 g^{-1}).

V tabuľke sú uvedené rozdiely označené ako **(b – a)** a **(c – a)** medzi deklarovaným obsahom soli **(a)** a nameraným obsahom soli potenciometrickou titráciou **(b)** a argentometrickou titráciou **(c).**

Tabuľka 2 Výsledky merania obsahu soli v konzervovaných výrobkoch

Názov výrobku	Obsah NaCl						
	Deklarovaný [g.100g^{-1}] (a)	Nameraný					
		Potenciometria			Argentometria		
		Nameraný obsah [g.100 g^{-1}] (b)	Rozdiel (b – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %	Nameraný obsah [g.100 g^{-1}] (c)	Rozdiel (c – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %

Červená repa sterilizovaná	**0,50**	0,40	-0,11	22,0	0,70	0,20	40,0
Kukurica v mierne slanom náleve	**0,60**	0,52	-0,08	13,3	0,59	-0,01	1,7
Hrášok v mierne slanom náleve	**0,70**	0,54	-0,16	22,9	0,54	-0,16	22,9
Šampiňóny krájané	**0,75**	0,52	-0,23	30,7	0,79	0,04	5,3
Baranie rohy sterilizované	**0,80**	0,98	0,18	22,5	0,80	0,00	0,0
Bolonská omáčka na špagety	**1,60**	1,69	0,09	5,6	1,58	-0,02	1,3
Horčica plnotučná	**1,60**	1,56	-0,04	2,5	1,72	0,12	7,5
Tatárska omáčka	**2,00**	2,08	0,08	4,0	1,90	-0,10	5,0
Zelené olivy bez kôstky	**3,80**	4,44	0,64	16,8	4,06	0,26	6,8

V **tabuľke 2** sú výsledky stanovenia obsahu soli potenciometrickou titráciou a argentometrickou titráciou podľa Volharda v konzervovaných výrobkoch a ich porovnanie s obsahom soli deklarovaným výrobcom, tiež percentuálne vyjadrenie rozdielov medzi nameraným a deklarovaným obsahom soli.

Nameraný obsah soli v horčici plnotučnej prístrojovou metódou (1,56 g.100 g^{-1}) aj manuálnou titráciou (1,72 g.100 g^{-1}) vyhovuje požiadavke legislatívy o najvyššom prípustnom množstve pridanej soli do horčice (30 000 mg.kg^{-1}, čiže 3,0 g.100 g^{-1}). Do výrobkov v slanom náleve je možné podľa legislatívy pridávať najvyššie množstvo soli iba v nevyhnutnom množstve (NM), takže nami nameraný obsah soli v nich nie je možné porovnať s legislatívnym ustanovením.

Potenciometrickou titráciou bol najnižší obsah soli nameraný vo vzorke červenej repy sterilizovanej (0,40 g.100 g^{-1}), najvyšší vo vzorke zelených olív (4,44 g.100 g^{-1}) a argentometrickou titráciou bol najnižší obsah soli stanovený vo vzorke hrášku v mierne slanom náleve (0,54 g.100 g^{-1}), najvyšší opäť vo vzorke zelených olív (4,06 g.100 g^{-1}).

Obsah soli vyšší ako deklarovaný obsah sme prístrojovou metódou namerali v štyroch vzorkách (baranie rohy sterilizované, bolonská omáčka na špagety, tatárska omáčka a zelené olivy) a argentometrickou titráciou v štyroch vzorkách (červená repa sterilizovaná, šampiňóny krájané, horčica plnotučná a zelené olivy).

Z výsledkov meraní obsahu soli v konzervovaných výrobkoch nie je možné jednoznačne určiť, či je jedna metóda vhodnejšia pre danú skupinu výrobkov ako druhá. Je dôležité presne dodržiavať pracovný postup, klásť dôraz na dôkladnú homogenizáciu vzorky a rozpustenie vo vodnom roztoku. Prístrojová metóda je vhodnejšia z hľadiska jednoduchosti práce a rýchlosti stanovenia.

Konzervovaná zelenina, rôzne pretlaky a omáčky sa konzumujú príležitostne a nepodieľajú sa na dennom príjme sodíka vo veľkej miere. Do konzervárenských výrobkov sa soľ pridáva najmä ako konzervačná látka a látka vytvárajúca alebo zvýrazňujúca chuť, väčšina

nálevov sterilizovanej zeleniny sa solí práve kvôli dochuteniu. Do týchto potravín je možné pridávať iba chuťovo prijateľné množstvá soli **(Ingr, 2007).**

V **tabuľke 3** uvádzame výsledky stanovenia obsahu soli potenciometrickou titráciou a argentometrickou titráciou podľa Volharda v skupine mliečnych výrobkov s ich porovnaním s obsahom soli deklarovaným výrobcom. Takisto uvádzame rozdiely medzi nameraným a deklarovaným obsahom soli v percentách.

Nameraný i deklarovaný obsah soli vo všetkých vzorkách syrov zodpovedal ustanoveným požiadavkám legislatívy o najvyšších prípustných množstvách pridanej jedlej soli do potravín. Syrový korbáčik je slaný parený nezrejúci syr, ktorý je možné podľa Výnosu MZ SR č. S08975-OL-2014 definovať ako „výrobok označený ako slaný“, a do týchto výrobkov je možné pridávať jedlú soľ najviac v nevyhnutnom množstve.

Najnižší obsah soli v skupine mliečnych výrobkov bol prístrojovou metódou nameraný vo vzorke kyslej smotany 14 % (0,12 g.100 g^{-1} NaCl). Najvyšší obsah soli sme namerali vo vzorke syra s ušľachtilou modrou plesňou vo vnútri cesta (4,45 g.100 g^{-1} NaCl). Argentometrickou titráciou sme namerali najnižší obsah soli vo vzorke smotanového jogurtu (0,13 g.100 g^{-1} NaCl) a najvyšší rovnako vo vzorke syra s ušľachtilou modrou plesňou vo vnútri cesta (4,53 g.100 g^{-1} NaCl).

Tabuľka 3 Výsledky merania obsahu soli v mliečnych výrobkoch

Názov výrobku	Obsah NaCl						
	Deklarovaný [g.100g^{-1}] (a)	Nameraný					
		Potenciometria			Argentometria		
		Nameraný obsah [g.100 g^{-1}] (b)	Rozdiel (b – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %	Nameraný obsah [g.100 g^{-1}] (c)	Rozdiel (c – a) [g.100 g^{-1}]	Rozdiel %
Jogurt smotanový	**0,08**	0,14	0,06	75,0	0,13	0,05	62,5
Smotana kyslá 14 %	**0,13**	0,12	-0,01	7,7	0,14	0,01	7,7
Cottage cheese biely	**1,10**	0,91	-0,19	17,3	0,98	-0,12	10,9
Eidam plátky	**1,25**	1,35	0,10	8,0	1,44	0,19	15,2
Parenica neúdená	**1,80**	1,78	-0,02	1,1	1,74	-0,06	3,3
Bryndza plnotučná	**2,20**	2,18	-0,02	0,9	2,01	-0,19	8,6
Bryndza zimná	**2,25**	1,81	-0,44	19,6	1,92	-0,33	14,7
Syr s ušľachtilou modrou plesňou vo vnútri cesta	**5,30**	4,45	-0,85	16,0	4,53	-0,77	14,5
Syrové korbáčiky	**5,80**	3,26	-2,54	43,8	3,96	-1,84	31,7

Vo vzorke syrových korbáčikov sme prístrojovou metódou stanovili o 43,8 % menej a manuálnou titráciou o 31, 7 % menej soli ako deklarované množstvo. Pravdepodobne ide o chybu výrobku. Pri výrobe parených syrov sa solenie uskutočňuje buď už v priebehu parenia, kedy sa ako pariaca voda používa horúci soľný roztok, alebo sa môže pridať soľ do spareného

cesta pri výstupe z pariaceho stroja. Ďalšou fázou je formovanie a chladenie syrového cesta **(Zimanová et al., 2016).** Pri tomto druhu syra má znížený obsah soli nepriaznivý vplyv na spracovateľnosť syra a najmä na chuť výrobku, čo by bolo možné zistiť aj senzorickou analýzou.

U syra s ušľachtilou modrou plesňou vo vnútri cesta sme tiež namerali o 16 % a 14,5 % nižší obsah soli. Keďže ide o tučný slaný syr, u ktorého slaná chuť zohráva veľký význam, nižší obsah soli by mohol mať negatívny vplyv na výslednú chuť aj na konzistenciu syra. Aj vo vzorke bryndze zimnej sme stanovili o 19,6 % a o 14, 7 % menej soli ako deklarované množstvo.

Syry sú tými mliečnymi výrobkami, v ktorých má použitie soli najväčší význam. Podieľa na tvorbe ich organoleptických, textúrnych a reologických vlastností. Obsah soli v syroch sa výrazne líši v závislosti od druhu, pohybuje sa v rozmedzí od 0,5 % až do 6 %, pričom väčšina syrov obsahuje 0,5 – 2 % NaCl, špeciálne syry a syry s plesňou majú vyšší obsah soli (až do 6 %) **(Guinee, 2004).** Nami analyzované vzorky syrov mali deklarovaný obsah soli od 1,10 % až do 5,80 %. Syry sú v našich končinách tretím hlavným zdrojom sodíka v strave, podľa **Scientific Commitee on Food (2006)** prispievajú k celkovému dennému príjmu sodíka štyrmi percentami. Slané syry (špeciálne syry s mazom a plesňou na povrchu alebo vo vnútri cesta, parené slané syry) a bryndza sú pre vysoký obsah soli vhodné len na občasnú konzumáciu.

Záver

Cieľom našej práce bolo porovnať hodnoty obsahu soli vo vybraných skupinách potravinárskych výrobkov namerané dvomi metódami pre účely kontroly obsahu soli pri označovaní. Potenciometrickou titráciou sme namerali obsah soli vyšší ako deklarovaný obsah u menšieho počtu vzoriek. Najväčšia odchýlka obsahu soli nameraného touto metódou od deklarovaného bola u vzorky smotanového jogurtu, kde sme namerali o 75 % viac soli ako uvádzal výživový údaj (0,08 g.100 g^{-1} NaCl). V skupine pekárskych a mlynských výrobkov sme výrazne nižšie množstvo soli ako uvedený výživový údaj stanovili vo vzorke arašidových chrumiek (o 36,8 % a o 55,6 %). U konzervovaných potravín sme stanovili vo vzorke červenej repy sterilizovanej prístrojovou metódou o 22 % menej soli ako deklarované množstvo a manuálnou titráciou o 40 % viac soli. U skupiny mliečnych výrobkov sme veľký rozdiel medzi množstvom soli nameraným obomi metódami a výživovým údajom zistili u spomínaného smotanového jogurtu, okrem toho sme výrazne nižší obsah soli (o 43,8 % a 31,7 %) stanovili vo vzorke syrových korbáčikov. Ako vyplýva z našich výsledkov, u pekárskych výrobkov a mliečnych výrobkov neboli výrazné rozdiely medzi hodnotami obsahu soli nameranými prístrojovou metódou a manuálnou titráciou, preto je na stanovenie obsahu soli v nich vhodnejšie použiť potenciometrickú titráciu z hľadiska jednoduchšieho a rýchlejšieho stanovenia. U skupiny konzervovaných výrobkov sa javí ako vhodnejšie použiť manuálnu argentometrickú titráciu.

Literatúra

BRANKOVIC LAZIC, Ivana et al. 2015. Reducing the sodium chloride content in chicken pate by using potassium and ammonium chloride. In Procedia Food Science [online], vol. 5, pp. 22-25 [cit. 2017-02-08]. ISSN 2211-601X. Dostupné na internete: http://www.sciencedirect.com/science/article /pii/S2211601 X15000966

DOYLE, Marjorie Ellin – GLASS, Kathleen A. 2010. Sodium Reduction and Its Effect on Food Safety, Food Quality, and Human Health. In Compheresive Reviews In Food Science And

Food Safety [online], vol. 9, no. 1, pp. 44-56 [cit. 2017-02-13]. ISSN 1541-4337. Dostupné na internete: http://onlinelibrary.wiley. com/doi/10.1111/j.1541-4337.2009.00096.x/epdf

GUINEE, T. P. 2004. Salting and the role of salt in cheese. In International Journal of Dairy Technology [online], vol. 57, no. 2/3, pp. 99-109 [cit. 2017-02 -24]. ISSN 1471-0307. Dostupné na internete: http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.14 71-0307.2004.00145.x/pdf

INGR, Ivo. 2007. Základy konzervace potravin. Tretie vydanie. Brno: Mendelova univerzita v Brne, 117 s. ISBN 978-80-7375-110-4.

INGUGLIA, Elena S. el al. 2017. Salt reduction strategies in processed meat products - A review. In Trends in Food Science & Technology [online], vol. 59, pp. 70-78 [cit. 2017-02-13]. ISSN 0924-2244. Dostupné na internete: http://www.scien cedirect.com/science/article/pii/S0924224416302539

KLOSS, Loreen et al. 2015. Sodium intake and its reduction by food reformulation in the European Union - A review. In NFS Journal [online], vol. 1, pp. 9-19 [cit. 2017-02-08]. ISSN 2352-3646. Dostupné na internete: http://www.sciencedirect. com/science/article/pii/S2352364615000024

LEE, Yonghoon et al. 2016. Multivariate classification of edible salts: Simultaneous Laser-Induced Breakdown Spectroscopy and Laser-Ablation Inductively Coupled Plasma Mass Spectrometry Analysis. In Spectrochimica Acta Part B [online], vol. 118, pp. 102-111 [cit. 2017-02-08]. ISSN 0584-8547. Dostupné na internete: http: //www.sciencedirect.com/science/article/pii/S05848 54716300106

RAVISHANKAR, S. – JUNEJA, V. K. 2014. Traditional Preservatives – Sodium Chloride. In Encyclopedia of Food Microbiology, pp. 131–136 ISBN 978-0-12-384733-1.

SCIENTIFIC COMMITEE ON FOOD – SCIENTIFIC PANEL ON DIETETIC PRODUCTS, NUTRITION AND ALLERGIES. 2006. Tolerable upper intake levels for vitamins and minerals. European Food Safety Authority, 480 s. ISBN 92-9199-014-0.

Výnos Ministerstva zdravotníctva Slovenskej republiky z 20. marca 2015 č. S08975-OL-2014, ktorým sa ustanovujú požiadavky na jedlú soľ v potravinách.

Westphal, Gisbert et al. 2010. Sodium Chloride. In Ullmann's Encyclopedia of Industrial Chemistry. Wiley-Blackwell, pp. 400 – 440. DOI: 10.1002/14356007. a24_317.pub4.

ZIMANOVÁ, Michaela et al. 2016. Technológia výroby parených syrov. In Chemické Listy [online], vol. 110, pp. 258-262 [cit. 2017-02-13]. ISSN 1213-7103. Dostupné na internete: http://www.chemicke-listy.cz/docs/full/2016_04_258-262. pdf

VÝPOČET OČEKÁVANÝCH ÚVĚROVÝCH ZTRÁT DLE POŽADAVKU IFRS 9

CALCULATION OF EXPECTED CREDIT LOSSES AS REQUIRED BY IFRS 9

TOMÁŠ JEŘÁBEK[1], DANA MARTINOVIČOVÁ[2]

Abstrakt

Nový standard IFRS 9 zavádí model znehodnocení úvěrových aktiv, založený na očekávaných ztrátách. Jedná se o nahrazení modelu vzniklých ztrát, jež byl implementován v IAS 39 – tento model vycházel z předpokladu, že všechna finanční aktiva budou splacena, a to až do okamžiku, kdy je zjištěn opak a vznikne ztráta. Cílem tohoto textu je představit možný přístup pro výpočet očekávané ztráty za celou dobu životnosti úvěrového instrumentu, jež je požadovaná novým standardem IFRS 9. Za tímto účelem je aplikována metodika založená na Markovovém přístupu, v rámci níž byly jedno-roční pravděpodobnosti defaultu určeny použitím přechodových matic.

Klíčová slova

IFRS 9, očekávaná ztráta, default, Markovovův řetězec, matice přechodu

Abstract

The new IFRS 9 introduces a model of impairment of credit assets based on expected losses. This is the replacement of the loss model that was implemented in IAS 39 - this model was based on the assumption that all financial assets will be repaid until the opposite is determined and a loss occurs. The objective of this paper is to present a possible approach for calculating the expected loss over the life of a credit instrument required by the new IFRS 9. For this purpose, a Markov approach based on the one-year probability of defaults is determined using transition matrices.

Keywords:
IFRS 9, expected losses, default, Markov string, transition matrices

[1] Mgr. Tomáš Jeřábek, MBA, Vysoká škola obchodní a hotelová, Bosonožská 9, 625 00 Brno, e-mail: jerabek@hotskolabrno.cz
[2] doc. Ing. Dana Martinovičová, Ph.D., Vysoká škola obchodní a hotelová, Bosonožská 9, 625 00 Brno, e-mail: martinovicova@hotskolabrno.cz

Úvod

Zkušenosti z poslední proběhlé finanční krize ukázaly, že do té doby používaný mezinárodní účetní standard 39 (IAS 39), vydaný v roce 1999, nebyl dostačující. Z toho důvodu v dubnu 2009 vznesla Rada pro finanční stabilitu požadavek na modifikaci standardů, týkajících se finančních nástrojů (Jílek a Svobodová, 2013). Za tímto účelem byl již na konci roku 2009 vydán standard IFRS 9, jež nahrazoval některé části, týkající se klasifikace a oceňování finančních aktiv. Později, v říjnu 2010, byla nahrazena další část IAS 39. Povinná aplikace standardu IFRS 9 byla stanovena od 1.1.2013. Ovšem z důvodu aktualizace IFRS 9 publikované v červenci 2013, která již plně nahrazuje IAS 39, je termín povinné aplikace posunut na 1.1.2018. Dobrovolná aplikace je možná již nyní (Deloitte, 2016). Celkově IFRS 9 zahrnuje logičtější model pro měření a klasifikaci finančních nástrojů, implementovaný v roce 2009, dále model očekávaných ztrát a nový přístup k zajišťovacímu účetnictví, jež byly do IFRS byly do IFRS 9 zakomponovány v aktualizace z roku 2013.

Předmětem našeho zájmu bude právě druhý uvedený inovativní prvek, a to modelování očekávaných ztrát. Standard IFRS 9 totiž zavádí nový model znehodnocení úvěrových aktiv, založený právě na očekávaných ztrátách. Jedná se o nahrazení modelu vzniklých ztrát, jež byl implementován v IAS 39 – tento model vycházel z předpokladu, že všechna finanční aktiva budou splacena, a to až do okamžiku, kdy je zjištěn opak a vznikne ztráta, přičemž podle IAS 39 se v tomto okamžiku měly vytvářet opravné položky. Naproti tomu model implementovaný v IFRS 9 pracuje s pojmem znehodnocení aktiva, kde podle IFRS 9 je finanční aktivum znehodnoceno, jestliže nastala jedna nebo více událostí, jež mají nepříznivý vliv na daný finanční instrument. Konkrétně IFRS 9 požaduje odhadovat očekávané ztráty za celou dobu životnosti daného finančního instrumentu a na základě nich tvořit oprané položky.

Nový typ očekávaných ztrát tedy představuje očekávané ztráty až do doby splatnosti daného finančního instrumentu. Běžné modely používané pro výpočet jedno-roční očekávané ztráty, dle požadavku Basel, jsou obecně založeny na 12-ti měsíční pravděpodobnosti defaultu, tedy na riziku defaultu nastávajícím v následujících dvanácti měsících. Tedy středobodem zájmu v modelování úvěrového rizika by měla být úprava standardně používaných modelů za účelem časového rozšíření pravděpodobnosti defaultu na celou dobu životnosti daného úvěrového instrumentu.

Cílem textu je představit přístup pro výpočet očekávané ztráty za celou dobu životnosti finančního instrumentu. Zbývající část textu je členěna následovně. V první kapitole je představen nový model účtování očekávaných ztrát dle požadavku IFRS 9. Druhá kapitola tohoto textu prezentuje výpočet očekávané ztráty za dobu životnosti úvěrového instrumentu, a to použitím metodiky založené na Markovových řetězcích. V poslední kapitole je provedena aplikace metodiky představené v předcházející části.

Znehodnocení úvěrových instrumentů

Nový standard IFRS s sebou přináší koncept očekávané ztráty, v rámci něhož se budou účtovat i ztráty, jež zatím ještě nevznikly (k datu posuzování), ale vzhledem k výskytu určitých nepříznivých událostí lze předpokládat, že vzniknou. Tyto události jsou spojeny se změnou pravděpodobnosti selhání (defaultu) dlužníka, a dále s ekonomickým vývojem včetně sledování situace na finančních trzích – jako např. ceny CDS (swapů úvěrového selhání). Jak uvádí IASB (2014), cílem je minimalizace dopadu ekonomického cyklu na hospodářský výsledek společnosti (banky). Při měření očekávaných ztrát není nutné identifikovat všechny možné scénáře nepříznivých událostí. Ovšem, je nutné brát v úvahu riziko, že úvěrová ztráta nastane. Toto riziko vychází z pravděpodobnosti nastání, resp. nenastání úvěrové ztráty.

Komponenty očekávané úvěrové ztráty

V souvislosti s očekávanou ztrátou je nutné představit její jednotlivé komponenty, přičemž o některých z nich již bylo hovořeno výše. Těmito komponenty jsou pravděpodobnost defaultu (PD), expozice v defaultu (EAD) a ztráta v důsledku defaultu (LGD), představující podíl expozice ztracené z důvodu defaultu.

Odlišnosti mezi očekávanou ztrátou za 12 následujících měsíců a za celou dobu životnosti se vztahují k PD. Standard IFRS 9 požaduje vytváření opravných položek již od data poskytnutí úvěrového instrumentu. Za tímto účelem je definována 12-ti měsíční očekávaná ztráta, která je určena jako součin pravděpodobnosti defaultu k datu poskytnutí instrumentu a očekávané ztráty za celou dobu životnosti instrumentu. Tedy dvanáctiměsíční ztráta představuje určitou proporci celkové očekávané ztráty. V případě podstatného snížení kvality úvěrového instrumentu, a to vlivem zvýšení pravděpodobnosti defaultu, zhoršení ekonomické situace, atd., je požadováno vytváření opravných položek na základě očekávané ztráty za celou dobu životnosti instrumentu.

Standard dále požaduje začlenit do výpočtu očekávané ztráty také časovou hodnotu peněz. Za tímto účelem je nutné očekávané ztráty diskontovat prostřednictvím efektivní úrokové míry, a to k datu účetní závěrky. Vzhledem k tomu lze časovou hodnotu peněz zapojit do odhadu LGD. Zde poznamenejme, že hodnota efektivní úrokové míry se nemění – stanovuje se z hrubé účetní hodnoty – tj. musí se odhadnout peněžní toky vzhledem k veškerým smluvním podmínkám týkající se daného úvěrového instrumentu a nebere v úvahu očekávané ztráty.

EAD představuje odhad celkové expozice v případě, že dlužník se bude nacházet v defaultu. V případě běžných úvěrových instrumentů je EAD představováno nesplacenou výší úvěru k období, kdy došlo k defaultu dlužníka.

Fáze účtování očekávaných ztrát úvěrových instrumentů

V rámci účtování očekávaných ztrát úvěrových instrumentů představuje IFRS 9 tří fázový model založený na změnách v kvalitě úvěrového instrumentu, a to od prvotního zaúčtování. Konkrétně, v rámci počátku účtování se instrument nachází ve fázi 1 (netýká se instrumentů, které jsou pořízeny nebo poskytnuty již jako znehodnocené). Jestliže k datu účetní závěrky dojde ke zvýšení pravděpodobnosti defaultu – vzhledem k prvotnímu zaúčtování, přechází instrument do fáze 2. V případě, že se výrazněji sníží kvalita úvěrového instrumentu vlivem významných změn tržních indikátorů úvěrového rizika, nebo vlivem výraznějšího vzrůstu úvěrového rizika vztahujícího se k dalším úvěrovým instrumentům stejného dlužníka, ale také z hlediska makro ukazatelů, jako nepříznivého vývoje odvětví, v němž dlužník působí nebo rovněž z důvodu geografické lokace dlužníka – tyto situace vedou k přesunu úvěrového instrumentu do fáze 3.

Obrázek 1: Fázový model účtování očekávaných ztrát

Fáze	Fáze 1	Fáze 2	Fáze 3
Kritéria migrace mezi fázemi	• Úvěrové instrumenty při prvotním zaúčtování. • Instrumenty bez výraznějšího zvýšení PD od počátku zaúčtování.	• Úvěrové instrumenty s výrazným zvýšením pravděpodobnosti defaultu od prvotního zaúčtování.	• Znehodnocené úvěrové instrumenty
Opravné položky	12-ti měsíční očekávaná ztráta	Očekávaná ztráta za celou dobu životnosti instrumentu	Očekávaná ztráta za celou dobu životnosti instrumentu
Úrokové výnosy	Efektivní úroková míra na hrubou účetní hodnotu	Efektivní úroková míra na hrubou účetní hodnotu	Efektivní úroková míra na zůstatkovou účetní hodnotu

Zdroj: IASB (2014)

Obrázek 1 podrobněji představuje výše popsaný fázový model účtování očekávaných ztrát. Tedy na počátku účtování se instrument nachází ve fázi 1. Tato fáze požaduje vytváření opravných na základě dvanácti měsíční očekávané ztráty. Jak již bylo uvedeno výše, výpočet této ztráty je realizován jako součin očekávané ztráty za celou dobu životnosti instrumentu a 12-ti měsíční PD.

Jestliže dojde k významnému růstu pravděpodobnosti defaultu vzhledem k počátku účtování, je daný úvěrový instrument přesunut do fáze 2, v níž jsou opravné položky určeny na základě očekávané ztráty za celou dobu živostnosti. Tedy hlavním rozdílem mezi fází 1 a 2 je způsob určení opravných položek.

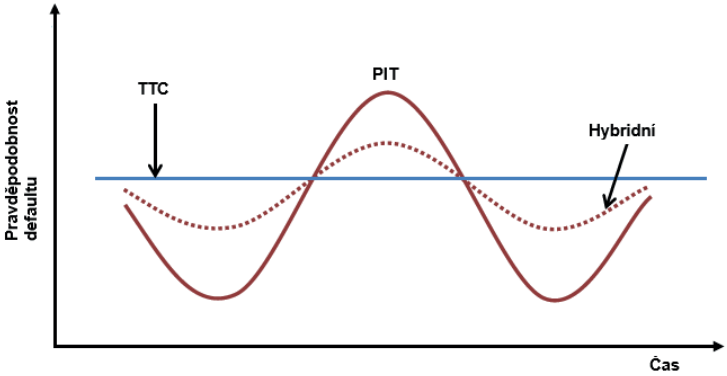
V případě, že výrazně vzroste úvěrové riziko dané instrumentu, tedy jinými slovy, pokud lze daný instrument považovat za znehodnocený (netýká se instrumentů, které byly pořízeny či poskytnuty jako znehodnocené), přesouvá se instrument z fáze 2 do fáze 3 – některá z kritérií úvěrového znehodnocení jsou uvedeny na začátku této subkapitoly. Stejně jako ve fázi 2, jsou opravné položky ve fázi 3 určeny na základě očekávané ztráty za celou dobu životnosti instrumentu. Rozdíl je ovšem ve výpočtu úrokových výnosů. Zatímco ve fázi 1 a 2 jsou úrokové výnosy určeny na základě efektivní úrokové míry na brutto účetní hodnotu, ve fázi 3 se pro výpočet úrokových výnosů použije efektivní úroková míra na zůstatkovou hodnotu, která zahrnuje hrubou účetní hodnotu upravenou o opravné položky.

Očekávaná ztráta a IFRS 9

Odhadu očekávané ztráty za dobu životnosti úvěrového instrumentu (LEL – Lifetime Expected Loss), požadované standardem IFRS 9, je založen na aplikaci modelů vztahujících se k tzv. analýze přežití. Důvodem je skutečnost, že pro odhad LEL je nutná znalost pravděpodobnosti defaultu za celou dobu životnosti úvěrového instrumentu (LPD – lifetime probability default), zatímco běžná očekávaná ztráta je vztažena k scoringovým modelům, kalibrovaným přes odhad jedno roční pravděpodobnost defaultu (PD). Stěžejním pojmem při určení LEL je odhad LPD, a tedy z tohoto důvodu se nejprve zaměříme na způsob odhadu pravděpodobnosti defaultu.

Markovovský přístup k odhadu LPD

Výpočet PD je u většiny bank založen na interním ratingu, přičemž banky mají v tomto procesu zavedený systém založený buď na časovém okamžiku (Point in Time, PIT), kdy je PD odhadnuta na základě historických dat, nebo regulátorem preferovaný (Trough the cycle, TTC) přístup, jež eliminuje výkyvy makroekonomického cyklu. Přístup založený na PIT je primárně určen pro kalibraci scoringových modelů, zatímco TTC přístup pro výpočet kapitálových požadavků. Kombinací obou přístupů je dán hybridní model. Odlišnosti uvedených systémů prezentuje obrázek 2, z něhož je patrné, že PD založené na TTC přístupu je pouze minimálně ovlivněno hospodářským cyklem. PIT přístup je určen pro výpočet PD v rámci určitého časového horizontu – banky typicky používají odhad pro následujících 12 měsíců. Zatímco v rámci TTC přístupu je výstupem průměrná jedno roční PD přes odpovídající makroekonomický cyklus. Basel II i III v rámci směrnice o kapitálových požadavcích navrhují využívání přístupu TTC.



Obr. 2. (Zdroj: EBA (2013))

Požadovaná LPD by podle požadavku standardu měla být tzv. vpřed hledící, tj. predikovat budoucí vývoj a tedy měla by reflektovat i budoucí makroekonomické podmínky. Vzhledem k tomu je standardem doporučeno při odhadu LPD vycházet z roční PD, odhadnuté na základě PIT přístupu.

Naším cílem je tedy představit možný přístup k odhadu LPD. Předpokládejme, že máme k dispozici roční PIT pravděpodobnosti defaultu, určené pro každý ratingový stupeň – pro jednoduchost předpokládejme interní ratingové třídy A – velmi dobré, B – dobré, C – spekulativní a D – defaultní. V rámci LPD určení LPD je zapotřebí získat pravděpodobnosti defaultu vztahující se k budoucím časovým periodám až do doby splatnosti daného úvěrového instrumentu. Za tímto účelem lze aplikovat metodiky Markovova přístupu, v rámci něhož mohou být hledané pravděpodobnosti defaultu určeny použitím tzv. přechodových matic. Markovův přístup je založen na aplikaci tzv. Markovových řetězců, představujících náhodné procesy, pro něž platí, že pravděpodobnost přechodu ze současného do následujícího stavu závisí pouze na současném stavu a nikoliv na stavech předcházejících – tzv. Markovova vlastnost. Zmíněné přechodové matice obsahují právě tyto pravděpodobnosti. Podrobně o Markovových pojednává například Anděl (2007). Konkrétně v souvislosti s úvěrovým rizikem se jedná o matice, z nichž lze zjistit, s jakou pravděpodobností dlužník z určitým ratingovým stupněm přejde za stanovenou dobu do jiného ratingového stupně.

Pro určení přechodové matice se standardě využívají dva přístupy, konkrétně tzv. cohort přístup, jež pracuje s diskrétními časovými přírůstky – například roční časové hodnoty, tedy ratingový přesun po jednom roce, a dále durační přístup předpokládající spojité časové hodnoty – v tomto případě může být stanovenou dobou jakýkoliv časový úsek (z určitého intervalu) – například polovina roku, 10 týdnů, atd. Pro naše účely se budeme zabývat pouze prvním uvedeným přístupem. Detailní informace o duračním přístupu poskytuje například Im et al (2012).

V rámci cohort přístupu určujeme na začátku dané sledované časové periody počet dlužníků s přiřazeným ratingovým stupněm i a dále nás zajím, kolika z těchto dlužníků byl na konci sledované periody přiřazen ratingový stupeň j. Konkrétně označme n_i jako počet dlužníků, jež mají v čase t přiřazen ratingový stupeň i a nechť n_{ij} představuje počet dlužník s ratingem i v čase t, přičemž v čase $t+1$ jim byl přiřazen rating j. Pravděpodobnost přechodu z ratingového stupně i v čase t do j v časovém období v čase $t+1$ lze aproximovat relativní četností, tj.

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}, \tag{1}$$

kde $i, j =$ A, B, C, D a dále poznamenejme, že $t = 1,2,3, \ldots$.

Tab. 1: Přechodová matice

		Rating v $t+1$			
		A	B	C	D
Rating v t	A	p_{AA}	p_{AB}	p_{AC}	p_{AD}
	B	p_{BA}	p_{BB}	p_{BC}	p_{BD}
	C	p_{CA}	p_{CB}	p_{CC}	p_{CD}
	D	p_{DA}	p_{DB}	p_{DC}	p_{DD}

Zdroj: Vlastní zpracování

Pravděpodobnost defaultu lze pro jednotlivé ratingové stupně, tj. p_A, p_B, p_C, a p_D, aproximovat prostřednictvím hodnot ve sloupci D v tabulce 1, jež představují míry defaultu pro jednotlivé stupně. Tedy $p_i \approx p_{iD}$, pro $i =$ A, B, C, D.

Předpokládejme, že přechodová matice uvedená v rámci tabulky 1 charakterizuje ratingové přesuny po jednom roce. Tuto matici lze dále použít pro výpočet přechodových matic na další roky. Za tímto účelem je nutné rozlišit časově homogenní a časově nehomogenní markovský řetězec. V případě homogenity platí, že jednotlivé pravděpodobnosti přechodu nezávisí na čase, ale pouze na délce časové periody. V našem případě to znamená, že pravděpodobnost přechodu ze stupně A do stupně B je p_{AB} pro jakékoliv časové periody o stejné délce jako počáteční, tedy t až $t+1$, tj. pro periody ohraničené t a $t+1$, dále $t+1$ a $t+2, \ldots, t+n$ a $t+n+1$, atd. Pokud platí předpoklad časové homogenity, pak pro přechodovou matici $P_{t,t+n}$, obsahující pravděpodobnosti přechodu od času t do $t+n$, platí

$$P_{t,t+n} = P_{t,t+1}^n, \tag{2}$$

kde P^n představuje n-tou mocninu matice P pro $n \in N$. Důkaz uvedeného tvrzení uvádí například Rachev a Trueck (2009).

Časová nehomogenita markovského řetězce naopak znamená, že jednotlivé přechodové pravděpodobnosti jsou závislé na čase a tedy platí, že $P_{t,t+1} \neq P_{t+1,t+2}$.

V rámci různých praktických aplikací Markovských řetězců se pracuje s předpokladem časové homogenity. Ovšem v případě ratingových přechodů je ve většině případů evidentní časová nehomogenita, viz například Bangia et al. (2002) nebo Rachev a Trueck (2009), jež ukazují, že míry defaultu se mění v čase a dále, že přechodová matice získaná za období recese se výrazněji liší od matice z období ekonomického růstu.

Tedy dále pracujeme s předpokladem časově závislých přechodových matic a budeme se zabývat problém změny přechodové matice v čase. Tyto změny by měli reflektovat ekonomický cyklus, tak jak tomu je u předpokladu PIT pravděpodobností defaultu. Jednou z možností, prostřednictvím níž lze měnit přechodovou matici, je použití předpovědí změn defaultních měr pro následující roky, až do splatnosti úvěrového instrumentu, drženého konkrétním dlužníkem.

Za tímto účelem je nutné sestrojit model predikce defaultní míry (pravděpodobnosti defaultu). Možné přístupy k tvorbě tohoto typu modelu poskytují například Hamerle et al. (2009), Simons a Rolwes (2009) nebo Youssef (2014). Jako nejjednodušší přístup se jeví volba regresního modelu

$$DR_{t+2} = \beta_1 + \beta_2 DR_{t+1} + \beta_3 \Delta GDP_{t+1} + \epsilon_t, \tag{3}$$

kde DR_{t+1} je míra defaultu určená jako podíl úvěrů v selhání a celkového množství úvěrů v čase $t+1$ a $\Delta GDP_{t+1} = \ln(GDP_{t+1} - GDP_t)$, tj. vyjadřuje růst HDP mezi t a $t+1$, dále $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ je náhodná složka s normálním rozdělením o nulové střední hodnotě a rozptylu σ^2. Model (3) je nejjednodušší možný – další možností by bylo použít například logistickou regresi nebo sofistikovanější zobecněné lineární smíšené modely, zahrnující kromě makroekonomických proměnných rovněž další složky – jako citlivost na délku doby splatnosti, atd. viz například Berteloot (2013).

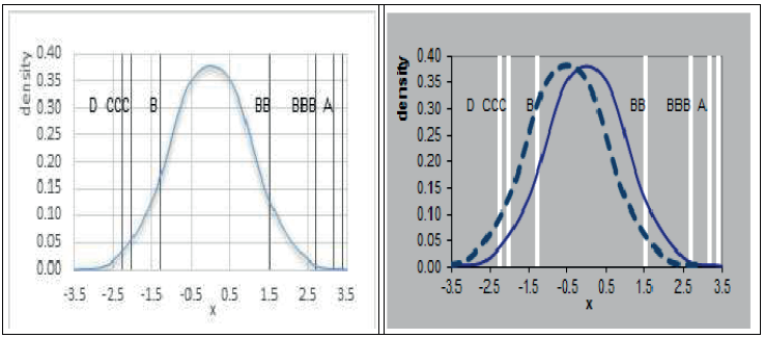
Pro pravděpodobnost defaultu vztahující se k dlužníkům v i-tém ratingovém stupni za období $t+2$ pak platí

$$p_{iD}(t+2) \approx f_i(DR_{t+2}), \tag{4}$$

kde p_{iD} představuje přechodovou pravděpodobnost z ratingového stupně i v $t+1$ do stupně D (tedy do defaultu) v čase $t+2$. Pouze připomeňme, že hodnota $p_{iD}(t+2)$ je prvkem posledního sloupce matice $P_{t+1,t+2}$.

Nyní podrobně k získání hledané matice a následně požadované predikce pravděpodobnosti defaultu.

Za účelem nalezení přechodové matice $P_{t+1,t+2}$ je je jednou z možností na poslední známou matici, tj. $P_{t,t+1}$ aplikovat operaci posunutí, konkrétně můžeme použít posunutí, založené na předpokladu normálního rozdělení, tzv. z-shift operaci. Princip této operace je patrný z obrázku 3, kde levý graf představuje rozdělení vztahující se k přechodovým pravděpodobnostem z ratingového stupně BB do ostatních, konkrétně A, BBB, BB, CCC a D - tedy rozdělení se vztahuje k řádku BB přechodové matice. Obsahy ploch ohraničené svislými čarami představují konkrétní pravděpodobnosti – tak například nejširší plocha (ohraničené čarami B a BB), představuje pravděpodobnost, že dlužník zůstane v následujícím období v ratingové třídě BB. Graf na pravé straně obrázku 4 představuje aplikaci z-shift operace, při níž rozdělení posunuto do leva (čárkovaná křivka). Z grafu je patrné, že při této operaci dochází ke zvyšování pravděpodobnosti defaultu a zároveň se snižuje pravděpodobnost na přechod do vyšších ratingových tříd. Posun doprava způsobí opačnou reakci.



Obr. 3: Vizualizace z-shift operace na řádek BB přechodové matice

Tedy nová křivka na pravém grafu obrázku 4 představuje přechodové pravděpodobnosti obsažené v jednom řádku predikované přechodové matice. Stejným způsobem by bylo možné vizualizovat všechny ostatní řádky přechodové matice. Nyní již k samotnému posunutí. Označme k jako hodnotu, jež vyčísluje hodnotu posunu rozdělení. Jak již bylo naznačeno, v případě že $DR_{t+2} > DR_{t+1}$, dochází k levému posunu a v případě opačné nerovnosti naopak.

Označme

$$k_2 = \phi^{-1}(DR_{t+1}) - \phi^{-1}(DR_{t+2}), \tag{5}$$

kde ϕ^{-1} představuje inverzní distribuční funkci normovaného normálního rozdělení.

Pokud se nyní vrátíme k naší interní ratingové stupnici v tabulce 1, pak pro predikci pravděpodobnost defaultu v čase $t + 2$ platí nyní následující vztah

$$p_{iD}(t + 2) = 1 - \phi(\phi^{-1}\big(p_{iC}(t + 1)\big) + k_2), \tag{6}$$

kde analogicky k ϕ^{-1} je ϕ distribuční funkce normovaného normálního rozdělení a $i =$ A, B, C, D a $p_{iC}(t + 1)$ jsou hodnoty umístěné ve třetím sloupci přechodové matice $P_{t,t+1}$, tedy jedná se o pravděpodobnosti přechodu z i-tého ratingu v čase t do stupně C v čase $t + 1$.

Pokud předpokládáme, že doba splatnosti úvěrového instrumentu drženého daným dlužníkem je n, pak předpovědi pravděpodobnost defaultu, vztahující se k období postupně $t + 3, \dots, t + n$ získáme pomocí odhadů $DR_{t+3}, \dots, DR_{t+n}$ postupně získaných z rovnice (3), přičemž předpovědi výnosů HDP lze získat použitím například pomocí vektorového autoregresního modelu nebo dalších přístup, viz například Diron (2008).

Aplikací (5) a (6) dostáváme

$$\begin{aligned} p_{iD}(t + 3) &= 1 - \phi(\phi^{-1}\big(p_{iC}(t + 2)\big) + k_3) \\ &\vdots \\ p_{iD}(t + n) &= 1 - \phi(\phi^{-1}\big(p_{iC}(t + n - 1)\big) + k_n) \end{aligned} \tag{7}$$

kde $k_i = \phi^{-1}(DR_{t+i}) - \phi^{-1}(DR_{t+i-1})$.

Pro ostatní prvky odhadovaných přechodových matic $P_{t,t+1}, P_{t+1,t+2}, \cdots, P_{t+n-1,t+n}$ platí (opět vycházíme z přechodové matice v tab. 1, tj. ze čtyř ratingových stupňů)

$$p_{iA}(t + j) = \phi(\phi^{-1}\big(p_{iA}(t + j - 1)\big) + k_j), \tag{8}$$

$$p_{iB}(t+j) = \phi\big(\phi^{-1}\big(p_{iB}(t+j-1)\big) + k_j\big) - p_{iA}(t+j), \tag{9}$$

$$p_{iC}(t+j) = \phi\big(\phi^{-1}\big(p_{iC}(t+j-1)\big) + k_j\big) - \phi\big(\phi^{-1}\big(p_{iB}(t+j-1)\big) + k_j\big). \tag{10}$$

Nyní již můžeme přistoupit k odhadu LPD. Za tímto účelem přeznačme pravděpodobnost $p_{iD}(t+j)$, $j = 1, \dots, n$, tj. pravděpodobnost, že dlužník, jež je má v čase $(t+j-1)$ přiřazen ratingový stupeň $i = A, B, C, D$, bude v čase $(t+j)$ v defaultu. Konkrétně dále bude značit

$$p_{iD}(t+j) = PDF_i(t+j-1, t+j), \tag{11}$$

kde tedy $PDF_i(t+j-1, t+j)$ představuje pravděpodobnost, že dlužník defaultuje mezi obdobími $(t+j-1)$ a $(t+j)$. Jinými slovy, že dlužník „přežije“ do období $(t+j-1)$, ale v čase $(t+j)$ je již v defaultu.

Jak již bylo uvedeno v úvodu této kapitoly, odhady LPD, stejně jako celé LEL jsou založeny na aplikaci modelů vycházejících z analýzy přežití. Jedná se o oblast matematické statistiky, zabývající se modelováním času do určité události. Původně byla tato analýza aplikována v medicíně, sledovanou událostí byla smrt daného jedince – odtud název analýza přežití. V současné době jsou modely této analýzy aplikovány v širokém spektru oblastí a jednou z nich je modelování úvěrového rizika, viz například Zhang a Thomas (2012).

V souvislosti s defaultem určitého dlužníka lze definovat tzv. kumulativní pravděpodobnost přežití, $PS(t+j)$, udávající pravděpodobnost, že daný dlužník přežije až do času $(t+j)$. Konkrétně platí

$$PS_i(t+j) = \prod_{k=1}^{j}[1 - PDF_i(t+k-1, t+k)], \tag{12}$$

pro $j = 1, \dots, n$.

Nyní nechť $PDC_i(t+j)$ představuje kumulativní pravděpodobnost defaultu v čase $(t+j)$, tedy jedná se pravděpodobnost, že dlužník defaultuje před časem $(t+j)$ a s využitím (12) lze tuto pravděpodobnost vyjádřit ve tvaru

$$PDC_i(t+j) = 1 - PDS_i(t+j). \tag{13}$$

Jinými slovy $PDC_i(t+j)$ představuje pravděpodobnost, že daný dlužník defaultuje v kterémkoliv časovém bodě, přičemž v $(t+j)$ je již v defaultu.

Jednoduše lze dokázat, že vztah mezi třemi výše uvedenými pravděpodobnostmi, PDF_i, PDC_i a PS_i, lze vyjádřit v následujícím tvaru

$$PDF_i(t+j-1, t+j) = \frac{PDC_i(t+j) - PDC_i(t+j-1)}{PS_i(t+j-1)}, \tag{14}$$

kde jednoduchou úpravou získáme

$$PS_i(t+j-1)PDF_i(t+j-1, t+j) = PDC_i(t+j) - PDC_i(t+j-1), \tag{15}$$

kde $PDS_i(t) = 1$ – tj. pravděpodobnost přežití do současnosti.

Pro výpočet LPD vztahující se k úvěrovému instrumentu s dobou do splatnosti n let a s předpokladem, že je dlužník v čase t zařazen do i-tého ratingového stupně, platí

$$LPD(t+n) = \sum_{j=1}^{n} PDS_i(t+j-1)PDF_i(t+j-1, t+j). \tag{16}$$

Odhad LEL

$$LEL(t+n) = \sum_{j=1}^{n} PS_i(t+j-1)\frac{PDF_i(t+j-1, t+j)LGD_i(t+j)EAD_i(t+j)}{(1+r)^{j-1}}, \tag{17}$$

kde

$$EL(t+j) = PS_i(t+j-1)\frac{PDF_i(t+j-1,t+j)LGD_i(t+j)EAD_i(t+j)}{(1+r)^{j-1}} \quad (18)$$

je očekávaná ztráta v období $(t+j)$ pro $j = 1, \dots n$ a r je roční efektivní úroková míra.

Aplikační část

V rámci této kapitoly bude představena aplikace výpočtu očekávané ztráty a dobu živostnosti úvěrového instrumentu (LEL).

Uvažujme úvěrový instrument v celkové účetní hodnotě 1000 000 Kč, poskytnutý v roce 2015 na dobu splatnosti 10 let. Počáteční LGD je nastavena na 45 % a v jednotlivých letech je upravena 10% roční efektivní úrokovou sazbou, zohledňující časovou hodnotu peněz. Dlužník je v rámci interního hodnocení zařazen do ratingové kategorie B.

Naším cílem je nalézt LPD pro tento úvěrový instrument. Za tímto účelem je nutné nejprve určit předpovědi jedno-ročních pravděpodobností defaultu pro jednotlivé roky 2016 až 2025. Použijeme k tomu výše představenou z-shift operaci, postupně aplikovanou na rozdělení přechodových pravděpodobností v jednotlivých sledovaných letech a vztahujících se k ratingové kategorii B.

Prvotním cílem je tedy nalézt koeficienty posunu, $k_{2016}, \dots, k_{2025}$, získané prostřednictvím vztahu (5).

V prvním řádku tabulky 2 je uvedena jednak míra defaultu pro rok 2015, určená jako podíl nesplacených úvěrů v roce 2015 a všech poskytnutých úvěrů. Pro zvýšení přesnosti nepoužíváme agregátní míru defaultu, ale sektorovou – konkrétně vztahující se k nefinančním podnikům (vzhledem k charakteru sledovaného dlužníka). Dále první řádek obsahuje predikce těchto měr pro roky 2016 až 2024, určené na základě aplikace regresního modelu (3). Druhý řádek tabulky obsahuje příslušné koeficienty z-shitft operace – dle vztahu (5), realizované na rozdělení přechodových pravděpodobností vztahujících se k ratingové třídě B, analogicky jako na obr. 3.

Tab. 2: Defaultní míry a koeficienty z-shift operace

Rok (t)	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
DR_t	5,61%	5,00%	5,20%	4,50%	5,40%	6,20%	7,10%	7,90%	8,20%	8,90%
k_t	-	0,056	-0,019	0,070	-0,088	-0,069	-0,070	-0,057	-0,020	-0,045

Zdroj: Vlastní zpracování

Dále postupem představeným v minulé kapitole nalezneme predikce $PDF_B(2015,2016)$, tj. pravděpodobnosti, že subjekt s ratingem B v roce 2015 bude o rok později v defaultu. Vycházíme tedy z tabulky 3, představující přechodovou matici mezi lety 2014 až 2015.

Tab. 3: Přechodová matice (2014/2015)

	A	B	C	D
A	89,00%	6,75%	3,66%	0,59%
B	4,00%	89,00%	5,63%	1,37%
C	0,90%	3,74%	93,00%	2,36%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Dále jsou aplikovány vztahy (6) až (9) spolu s použitím konkrétních hodnot v tabulce 2. Následující tabulka 4 obsahuje kumulativní přechodové pravděpodobnosti, z nichž jsou prostřednictvím inverze distribuční funkce normovaného normálního rozdělení určeny hodnoty náhodné veličiny tohoto rozdělení, odpovídající defaultním daným pravděpodobnostem, tj. hodnoty, ve kterých svislé čáry protínají vodorovnou osu – ve smyslu jako na obr. 3 – tyto hodnoty jsou uvedeny v tabulce 5.

Tab. 4: Kumulativní přechodové pravděpodobnosti

	A	B	C	D
A	89,00%	95,75%	99,41%	100%
B	4,00%	93,00%	98,63%	100%
C	0,90%	4,64%	97,64%	100%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 5: Inverzní distribuční funkce $N(0,1)$ vycházející z tab. 4.

	A	B	C	D
A	1,227	1,722	2,518	Inf
B	-1,751	1,476	2,206	Inf
C	-2,366	-1,681	1,985	Inf
D	-Inf	-Inf	-Inf	Inf

Zdroj: Vlastní zpracování

Následně, vlivem předpokladu snížení míry defaultu v roce 2016 oproti roku 2015, jsou hodnoty náhodné veličiny v tabulce 5 posunuty o hodnotu $k_{2016} = 0{,}05$. Tedy vlivem posunutí doprava dochází ke snížení pravděpodobnosti defaultu, viz získaná přechodová matice $P_{2015,2016}$ v tabulce 6. Z této tabulky je patrná hledaná předpověď $PDF(2015{,}2016)$

Tab. 6: Přechodová matice (2015/2016)

	A	B	C	D
A	90,02%	6,21%	3,26%	0,50%
B	4,51%	89,22%	5,09%	1,18%
C	1,05%	4,17%	92,72%	2,06%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Pokračováním v této proceduře s postupnou aplikací koeficientů posunu $k_{2017}, \dots, k_{2024}$, uvedených v tabulce 3, získáme $PDF(2016{,}2017), \dots, PDF(2024{,}2025)$, jež jsou uvedeny v tabulce 7. Rovněž zde lze v tabulce nalézt kumulativní pravděpodobnosti přežití pro jednotlivé roky. Přechodové matice pro ostatní roky jsou uvedeny v příloze.

Tab. 7: Predikované hodnosti pravděpodobností defaultu

Rok (t)	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
$PDF(t-1,t)$	1,37%	1,18%	1,24%	1,04%	1,31%	1,56%	1,85%	2,12%	2,12%	2,36%
$PS(t)$	98,6%	97,5%	96,2%	95,3%	94,0%	92,5%	90,8%	88,9%	87,0%	85,0%

Zdroj: Vlastní zpracování

V tabulce 8 jsou provedeny pomocné výpočty pro určení LPD. Účetní hodnota představuje EAD (expozici v defaultu), PDF je předpověď jedno-roční pravděpodobnosti defaultu a PS pak představuje pravděpodobnost přežití do uvedeného data – hodnoty jsou převzaty z tabulky 7. Dále $D_t = \frac{1}{(1+0,1)^t}$ a hodnoty $EL(t+1)$ očekávané ztráty na daná období, určené prostřednictvím vztahu (18). Konkrétně

$$EL(1) = EAD_0 \cdot PDF(0,1) \cdot LGD = 6\,156$$

je hodnota očekávané ztráty pro rok 2016 – všimněme si, že očekávaná ztráta pro první rok odpovídá očekávané ztrátě definované v Basel II a III. Pro další roky již dochází k odlišnostem, například pro EL na rok 2017 platí

$$EL(2) = PS(1) \cdot EAD_1 \cdot PDF(1,2) \cdot LGD \cdot D_1 = 4\,541.$$

Pro ostatní roky analogicky. Nyní dosazením do (17) získáváme hodnotu očekávané ztráty za dobu životnosti úvěrového instrumentu, tj.

$$LEL(t+10) = LEL(2025) = 34\,224.$$

Tab. 8: Pomocné výpočty pro určení LPD

t	Datum	Účetní hodnota EAD_t	$PDF(t,t+1)$	$PS(t+1)$	LGD	D_t	$EL(t+1)$
0	31.12.2015	1 000 000 Kč	1,37%	98,63%	45%	100,00%	6 165 Kč
1	31.12.2016	950 000 Kč	1,18%	97,46%	45%	90,91%	4 541 Kč
2	31.12.2017	900 000 Kč	1,24%	96,25%	45%	82,64%	4 059 Kč
3	31.12.2018	850 000 Kč	1,04%	95,25%	45%	75,13%	2 868 Kč
4	31.12.2019	800 000 Kč	1,31%	94,01%	45%	68,30%	3 057 Kč
5	31.12.2020	750 000 Kč	1,56%	92,55%	45%	62,09%	3 065 Kč
6	31.12.2021	700 000 Kč	1,85%	90,83%	45%	56,45%	3 044 Kč
7	31.12.2022	650 000 Kč	2,12%	88,91%	45%	51,32%	2 893 Kč
8	31.12.2023	600 000 Kč	2,12%	87,02%	45%	46,65%	2 376 Kč
9	31.12.2024	550 000 Kč	2,36%	84,97%	45%	42,41%	2 156 Kč
10	31.12.2025	0 Kč	2,54%	82,81%	45%	38,55%	0 Kč

Zdroj: Vlastní zpracování

Závěr

Cílem tohoto textu bylo představit možný přístup pro výpočet očekávané ztráty za celou dobu životnosti úvěrového instrumentu, jež je požadovaná novým standardem IFRS 9. Za tímto účelem byla aplikována metodika založená na Markovově přístupu, v rámci níž byly jedno-roční pravděpodobnosti defaultu určeny použitím přechodových matic. Markovův přístup je založen na aplikaci tzv. Markovových řetězců, představujících náhodné procesy, pro něž platí,

že pravděpodobnost přechodu ze současného do následujícího stavu závisí pouze na současném stavu a nikoliv na stavech předcházejících. Následně byla z odhadnutých pravděpodobností defaultu určena hledaná očekávaná ztráta za celou dobu životnosti úvěrového instrumentu. Výhodou takto získané očekávané ztráty je, že v sobě zahrnuje predikci budoucího ekonomického vývoje, díky čemuž je schopna reflektovat případná selhání, plynoucí mimo jiné z možného nepříznivého vývoje daného sektoru, v němž dlužník působí.

Klíčovým vstupním parametrem při odhadu očekávané ztráty na celou dobu životnosti úvěrového instrumentu je právě délka životnosti, tj. smluvně daná doba splatnosti. Ovšem v případě některých instrumentů, typickým příkladem jsou přísliby revolvingových úvěrů, může skutečná doba životnosti přesáhnout tu smluvní. Tedy budoucím možným výzkumem v této oblasti může být odhad doby životnosti těchto příslibů.

Literatura

ANDĚL, J.: *Statistické metody*. Praha: Matfizpress, 2007.

BANGIA, A., DIEBOLD, F., SCHUERMANN, T. Rating Migrations and the Business Cycle, with Application to Credit Portfolio Stress Testing. *Journal of Banking & Finance*. 2002, vol. 26, no. 1, pp. 445-474

BERTELOOT, K., VERBEKE, W., CASTERMANS, G., VAN GESTEL, T., MARTENS, D., BAESENS, B. A Novel Credit Rating Migration Modeling Approach using Macroeconomic Indicators, *Journal of Forecasting*, 2013, vol. 32, no. 7, pp. 654-672.

DELOITTE. *Summaries of International Financial Reporting Standards – IFRS 9 Financial Instruments* [online]. [cit. 2016-02-29]. Dostupné z: http://www.iasplus.com/en/standards/ifrs/ifrs9

DIRON, M. Short-Term Forecasts of Euro Area Real GDP Growth: An Assessment of Real-Time Performance Based nn Vintage Data. *Journal of Forecasting*. 2008, no. 27, pp. 371-390.

EUROPEAN BANKING AUTHORITY (EBA). *Report on the pro-cyclicality of capital requirements under the Internal Ratings Based Approach*. 2013, Dostupné z: https://www.eba.europa.eu/documents/10180/15947/20131217+Report+on+the+procyclicality+of+capital+requirements+under+the+IRB+Approach.pdf.

HAMERLE, A., DARTSCH, A., JOBST, R., KILIAN, P. Integrating Macroeconomic Risk Factors into Credit Portfolio Models. *The Journal of Risk Model Validation*. 2009, vol. 5, no. 2, p. 3-24.

IM, J.K., APLEY, D. W., QI, C., SHAN, X. A Time-Dependent Proportional Hazards Survival Model for Credit Risk Analysis. *Journal of the Operational Research Society*. 2012, no. 63, pp. 306-321

INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (IASB). *Financial Instruments - Basis for conclusions*. London, 2014.

JÍLEK, J., SVOBODOVÁ, J. Účetnictví podle mezinárodních standardů účetního výkaznictví 2013. Praha: Grada Publishing, 2013.

PRICE WATER HOUSE COOPERS LLP (PwC). *IFRS 9 – Expected credit losses* [online]. 2014 [cit. 2016-02-10], Dostupné z: http://www.pwc.com/us/en/cfodirect/assets/pdf/in-depth/us2014-06-ifrs-9-expected-credit-losses.pdf

RACHEV, S., TRUECK, S. *Rating Based Modeling of Credit Risk - Theory and Application of Migration Matrices*. San Diego: Academic Press, 2009.

SIMONS, D., ROLWES, F. Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing. *International Journal of Central Banking*. 2009, vol. 5, no. 3, pp. 177-204.

YOUSSEF, A. B. The Link between Default Risk and Macroeconomy in Tunisia: Cointegration Approach. *International Journal of Economics and Finance*. 2014, vol. 4 no. 6, pp. 257-275.

ZHANG, J., THOMAS, L. Comparisons Of Linear Regression And Survival Analysis Using Single And Mixture Distributions Approaches In Modelling LGD. *International Journal of Forecasting*. 2012, vol. 18, no. 2, pp. 204–215.

Příloha

Predikované přechodové matice

Tab. 9: Přechodová matice (2016/2017)

	A	B	C	D
A	89,69%	6,39%	3,39%	0,53%
B	4,33%	89,16%	5,27%	1,24%
C	0,99%	4,02%	92,83%	2,16%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 10: Přechodová matice (2017/2018)

	A	B	C	D
A	90,88%	5,75%	2,93%	0,43%
B	5,01%	89,31%	4,64%	1,04%
C	1,20%	4,58%	92,40%	1,82%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 11: Přechodová matice (2018/2019)

	A	B	C	D
A	89,35%	6,57%	3,52%	0,56%
B	4,17%	89,08%	5,44%	1,31%
C	0,95%	3,88%	92,92%	2,26%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 12: Přechodová matice (2019/2020)

	A	B	C	D
A	88,03%	7,25%	4,04%	0,68%
B	3,59%	88,71%	6,14%	1,56%
C	0,79%	3,39%	93,17%	2,65%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 13: Přechodová matice (2020/2021)

	A	B	C	D
A	86,58%	7,97%	4,63%	0,82%
B	3,07%	88,17%	6,91%	1,85%
C	0,65%	2,94%	93,30%	3,11%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 14: Přechodová matice (2021/2022)

	A	B	C	D
A	85,31%	8,58%	5,15%	0,96%
B	2,70%	87,61%	7,57%	2,12%
C	0,55%	2,61%	93,31%	3,53%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 15: Přechodová matice (2022/2023)

	A	B	C	D
A	84,85%	9,05%	5,15%	0,96%
B	2,70%	87,61%	7,57%	2,12%
C	0,55%	2,61%	93,31%	3,53%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 16: Přechodová matice (2023/2024)

	A	B	C	D
A	83,77%	9,56%	5,59%	1,08%
B	2,43%	87,09%	8,12%	2,36%
C	0,48%	2,37%	93,25%	3,89%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 9: Přechodová matice (2024/2025)

	A	B	C	D
A	83,01%	9,92%	5,90%	1,17%
B	2,26%	86,69%	8,51%	2,54%
C	0,44%	2,22%	93,18%	4,16%
D	0%	0%	0%	100%

Zdroj: Vlastní zpracování

DIE MODELLIERUNG DER ÄNDERUNGEN DES ENVIRONMENTALEN MILIEUS MIT DER BENUTZUNG DER LANDKARTEN-ALGEBRA UND ÜBERDECKUNGSALGEBRA DER GEOINFORMATISCHEN SYSTEMEN IM TOURISMUS

MODELING OF ENVIRONMENTAL CHANGES IN TOURISM USING MAP AND OVERLAY ALGEBRA IN GEOGRAPHIC INFORMATION SYSTEMS IN TOURISM

JAKUB TROJAN[1]

Abstrakt:

Der Lokalkontext der Verwendungslandschaftsänderungen im Tourismus ist an die Modelllokalität (die wie eine Verpackungszone mit Durchschnitt 500 Meter um das Reservat Černovický hájek herum begrenzt ist) vorgeführt. Das Reservat Černovický hájek ist ebenfalls das Biocentrum, das ins Hinterland von Brno Ballungsgebiet situiert ist. Es handelt sich um einen der letzten Auenwälder auf dem Gebiet vom Zusammenfluss von Svratka und Svitava. Die Hauptforschung ist an der Analyse der alten topografischen Mittelmaßstablandkarten in acht Zeitschnitte angelehnt. Die Landschaftsbedeckungsänderungen sind von der Qualitativänderung (die Typänderung) und Quantitativänderung (die Änderungszahl) quantifiziert. Die Überdeckungsalgebra und die Map Algebra ermöglichte die Änderungen der Landschaftsverwendung der Polygondaten in der Umgebung GIS mit der Kalibrierungsterrainforschung der Lokalität.

Schlüsselwörter: *GIS, Physische Geographie, Humangeographie, Tourismus*

Abstract:

The local context of changing environment in tourism localities is presented to the model locality (which is limited as a buffer zone with an average of 500 meters to the reserve of Černovický hájek). The reserve Černovický hájek is situated in the hinterland of Brno metropolitan area. It is one of the last alluvial forests in the area of the confluence of the Svratka and Svitava. The main research is based on the analysis of old topographical middle scale maps into eight time periods. The scenery cover changes of the qualitative change (type change) and quantitative change (the change number). The methods using Map Algebra allowed the changes of landscape using the polygon data in the GIS with the calibration by terrain field research.

Key words: *GIS, physical geography, human geography, tourism*

JEL-Klassifizierung: C63, C88, Q55

[1] RNDr. Jakub Trojan, MSc, MBA, Fakulta logistiky a krizového řízení, Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, Nám. T. G. Masaryka 5555, Tel: +420 576 038 061, e-mail: trojan@flkr.utb.cz

Die Einleitung

Der Beitrag beurkundet die Entwicklung der Umwelt aufgrund Landkartengrundlagen in Form die Quantifizierung der Flächenbenutzung in dem Modellbeispiel der Kontaktzone der Stadt Brno (die Umgebung des Reserverates Černovický Hájek). Das Studium und die Ansammlung notwendigen Materialen in dem hinlänglichen Ausmaß und in der hinlänglichen Qualität gehen der Analyse von Änderungen der Flächenbenutzung vor. Die Vektorisierung schließt (und die Diskussion der geeigneten Legende) mit der nachfolgenden Interpretation an. Im Rahmen der nachfolgenden Geovisualisierung kann die eigene Quantifizierung den Vektorisierungsdaten anschließen, auf Grund dieser Daten kann man die Implikation in die zukünftige Entwicklung der Gegend in dem lokalen Maßstab schlussfolgern.

Die systematische Landschaftforschung wird mit der Verwendung der historischen Landkartengrundlagen schon für lange Zeit durchgeführt und dieser Beitrag, der von der langfristigen Autorarbeit (vor allem Trojan, 2009) aus geht, würde an diese Forschung (vor allem an bereits realisierte Aktivitäten von Silva Taroucy Forschungsinstitut für die Landschaft und Ziergärtnerei) anknüpfen und auch diese Forschung um die bisher weniger gewöhnliche lokale Maßstab ergänzen.

1 Die theoretische Verankerung und die Wissenschaftlich-Forschung Anknüpfung

Mit der Forschung der Entwicklung der Landschaft und der environmentalen Milieuwechseln aufgrund der alten Mittelmaßstablandkarten beschäftigt sich höchstens systematisch das Silva Tarousy Forschungsinstitut für die Landschaft und Ziergärtnerei (weiter nur FILZG). Hier verlaufende Forschungstätigkeit, die mit der Rekonstruktion der Gegend aufgrund der historischen Landkarten sich beschäftigt, wird oft publiziert (zum Beispiel Demek et al., 2007; Eremiášová et al., 2007; Havlíček 2008; Havlíček et al. 2013; Mackovčin et al. 2007). FILZG kartiert die Änderungen auf dem Gebiet der ganzen Tschechischen Republik (aus den erreichbaren Landkartensätzen), dennoch benutz FITZ die Modelllokalitäten in dem Rahmen der Präsentationen (zum Beispiel Brno, Hodonín nebo Kašperské Hory).

FILZG ist wie die wissenschaftliche Forschungsinstitution mit Reihe von den Teilforschungen der akademischen Arbeitsstätten, die Universitäten repräsentierten – zum Beispiel in der Tschechischen Republik das Laboratorium der Geoinformatik der Universität von Jan Evangelista Purkyně in Ústí nad Labem) ergänzt. Das Thema wird auch bei Abschlussarbeiten verwendet. Die eigenständigen Monografien, die mit den Änderungen in der Landschaftverwendung sich beschäftigen, sind oft in dem tschechischen Milieu von Mitgliedern der tschechischen Gesellschaft für die Landschaftökologie repräsentiert, vor allem Z. Lipský (z.B. Z. Lipský, 2000).

Alle oben genannten Projekte stellen sich auf die Bewertung der Landschaftänderungen aus der regionalen/überregionalen Anschauung ein, wobei der vorlegte Beitrag geht von dem lokalen Kontext aus und unter den detaillierten Großmaßstablandkarten ermöglicht die Generalisierungselimination der digitalisierten Flächen, die bei den analogen Landkartenunterlagenvektorisierung bei Groß und Mittelmaßstablandkarten unvermeidbar sind (Skokanová et al., 2007). Dieser Fakt (die Minimierung der Generalisierung) beiträgt zur richtigen Interpretation und präzisiert das Analyseresultat. Der Nachteil des lokalen Maßstabes ist die Tatsache, dass man überregionale Schlüsse aus ermitteltem Output nicht überdenken, denn dieser Output wird mit den externen Einflüssen (die nur an den hierarchisch höheren Stufen vor kommen) nicht konfrontiert.

2 Die Methodik und Modellgebietsbegrenzung

Das räumliche Centrum der untersuchten Lokalität befindet sich auf dem Katastergebiet Brněnské Ivanovice und es liegt in der Kontaktzone von der statutarischen Stadt Brno. Die Gegend von Černovický Hájek ist als das Reservat in dem Interessegebiet. Dieses Gebiet bildet mit dem gleichen Ökosystem Černovický Hájek auch das Linienelement Černovický potok und Rájecká tůň. Für die Zwecke der Arbeit wurde die Gegend des Reservates Černovický hájek wie die Verpackungszone (Buffer) um Größe von 500 Metern von der Grenze des Waldbewuchses definiert. Die entstandene Fläche, die von Buffer um das Reservat herum definiert ist, nimmt eine Fläche von 187,88 Hektaren ein. Das Reservat nimmt selbst eine Fläche von 11,7 Hektaren ein. Nach allen Seiten ist die Lokalität von anthropogenen Landschaftstransformationen umgegeben (nach der Nordseite kommt die Eisenbahn durch und die Industriezone Černošice greift hier auch ein, der Ostteil wird von Gärtnern verwendet, die Autobahnlinie dominiert dem Südenteil, der landwirtschaftlich bearbeitete Ackerboden mit der Einzelhandelsfläche bildet den Westenabschnitt – siehe Bilder 1 (Trojan, 2009).

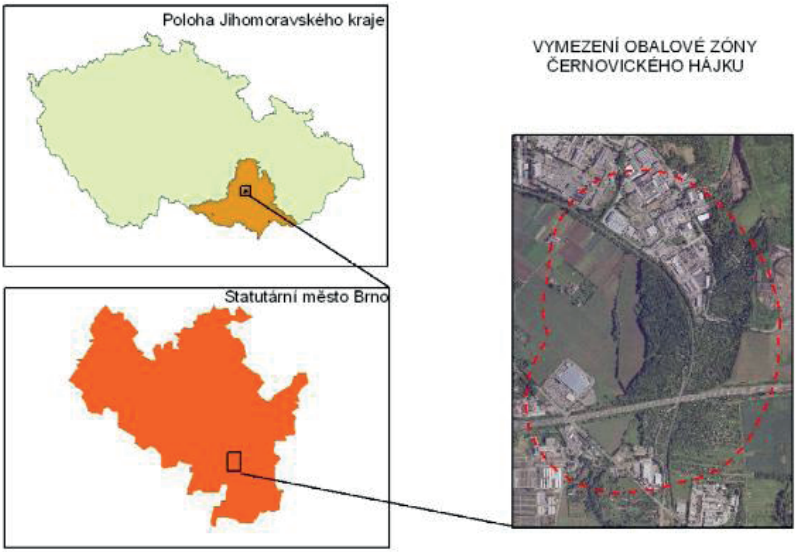


Bild. 1: Die Begrenzung des Interessegebiets, die dem Zustand im Jahre 2006 entspricht, beschilderte Verpackungszone entspricht der Ausdehnung von 187,88 Hektaren (der benutzte Maßstab des Ausschnittes 1: 25 000 an der Unterlage des Landkartenblättern Brno 8-1, respektive 8-2 aus Daten ČÚZK und Datensatz ArcČR 500)

Die meisten Landkartenunterlagen waren in der gedruckten Form, die Digitalisierung (Scanning) wurde von FILZG gemacht. Anfänge der verwendbaren Landkartenunterlagen kann man zu den ältesten beurkundeten Landkarten von Moravia datieren (Landkarte von Fabritius aus 1569), aber für das Lokalstudium der Flächenänderungen kann man erst die Landkarten der 2. Kartierung verwenden (wobei unter bestimmten Umständen sind Landkarten der 1.

Kartierung – die sind jedoch ohne die geodätischen Fundamente und die Georeferenz ist auf die Großmaßstäbe irreal). In der Forschung, deren Ergebnis dieser Beitrag ist, wurden Landkartenunterlagen (angeführte in der ersten Tafel) ergänzte um die rezente Terrainkartierung (vornehmlich für die Feststellung der Schärfte der Grenze – des Übertritts – der Flächen) in situ.

Ältere topografische Landkarten wurden digitalisiert verwenden, neuere Landkartenunterlagen waren schon digital (die Grundlandkarte wurde von FILZG gewährt, Ortofoto wurde von Südmährischem Landkreis gewährt) und deshalb war die Rasterdatenvektorisierung präziser (die digitalen Daten hatten schon präzises beigeordnetes System, deshalb war die Georeferenz nicht notwendig).

Die Rasterunterlagenvektorisierung verlief bei der Verwendung des Softwareequipments ArcGIS 9.2. Für jeden Landkartensatz wurde die Polygonschicht in der Form ESRI shapefile, die der Raumbegrenzung den einzelnen Flächen entspricht. Zu dieser Schicht wurde die Linienelementschicht zugegeben (Trojan, 2009).

Die Vektorisierung ist bei allen Flächen ohne das Resultat der Größe (das heißt, dass, die minimale Flächengröße des resultierenden Polygons nicht bestimmt wurde). Danach kam es zur Verbindung der räumlich unterschiedlich lokalisierten Flächen mit der derselben Funktion bei der Benutzung der Anweisung Dissolve. Die Attributstabelle der gebildeten Schicht enthält sowohl die obligatorisch generalisierte Spalte als auch den Kode der Kategorie der Flächenverwendung, die Ausdehnung und die Prozentvertretung des Polygons im Rahmen der Schicht (Trojan, 2009).

Zur Änderungsanalyse wurden die vorbereiteten Vektorschichten verwendet und sowohl zwischen nachkommenden Zeitschnitten als auch zwischen einander. In beiden Fällen ist das Vergleichsprinzip gleich und scheidet sich nur in die Anzahl der Schichten unter, die in die Analyse herein treten. Zunächst dank der Funktion Union kam es zur Verschlingung der Polygone der beobachteten Schichten. In der Attributstabelle ist dann der nummerische Kode des ersten verglichenen Landkartensatzes auch der nummerische Kode des anderen Landkartensatzes (für einzelne Flächensorten). Wenn man andere zwei Spalten zu gibt, eine Spalte bezeichnet die Änderungsorte (der zweinummerische Kode – z. B. der Kode 23 bezeichnet die Flächenänderung Sorte 2 in dem ersten Landkartensatz in die Fläche Sorte 3 in dem zweiten Landkartensatz und die zweite Spalte indiziert die Änderungsmenge (0 x 1), es kam zur Schaffung der Schicht, die über den Charakter der Flächenänderungen in der folgenden Zeit. Die Änderungssorte ist 10 Vielfache der des ersten Kodes plus den Wert des zweiten Kodes (z.B. die gewählte Fläche bei der zweiten Armeekartierung hat den Kode 5, bei der dritten Armeekartierung hatte den Kode 1. Die Eintragung sieh dann aus: 10x[Kod_2VM]+[Kod_3VM]. Der resultierende Wert ist dann 51. Bei mehreren verglichen Sätzen geht man analogisch vor, mit der steigenden Ordnung der Vielfache des vorangehenden Satzes. Die Änderungszahl ist die bloße Anziehung der Flächenkoden zwei verglichen Sätzen, wobei das Resultat 0 bezeichnet keine Änderung und anderes Resultat ist gewählt und ersetzt durch den Wert 1 (Trojan, 2009).

Der Vorschlag und die Schaffung waren unentbehrlich, sie gehen der Vektorisierung der Rasterunterlagen voraus. Die Legende ist so vorgeschlagen, damit sie mit schon realisierten Projekten FILZG korrespondiert und damit sie den wiederholten Fehler in FILZG Arbeiten (die Verwechslung land use und lend cover) vermeidet. Die resultierende Legende enthält 10 Kategorien: andere Flächenverwendung (Kode 0), der Produktionslandwirtboden – der Ackerboden (Kode 1), der wirtschaftlich kultivierte Landwirtboden – Wiesen und Weiden (Kode 2), der Produktionslandwirtboden – Obstgärten und Gärten (Kode 3), der

Produktionslandwirtboden – Weingärten und Hopfengärten (Kode 4), die unwirtschaftlichen Waldflächen (Kode 5), Wasserflächen (Kode 6), Die Siedlungsflächen und Produktionsflächen (Kode 7), die spezifischen Flächen (Kode 8) und das Erholungsgebiet (Kode 9).

3 Die Ergebnisse – die qualitativen und quantitativen Änderungen des environmentalen Milieus

Die vergleichenden Analysen der einzelnen Zeitabschnitte wurden für einzelne anknüpfende Abschnitte und auch für die völlige Datei einander gemacht. Man kann aus zwei Sichten vergleichen – qualitativ (die Flächenänderungsorte) und quantitativ (die Zahl an Änderungen im Rahmen des erforschen Gebiet).

Zwischen der zweiten und dritten Kartierung waren Unterschiede angesichts des zeitlichen Schritts (time lag) relativ erheblich. Die Ausdehnung des Ackerbodens blieb am größten. Dem Ackerboden weichten erhebliche Teile der Wälder, der kultivierten Weisen und Weiden. Weisen und Weiden weichten relativ erheblich Weinbergen. Der Unterschied der dritten Armeekartierung und ihre Reambulanz sind hoch aus dem demselben Grund wie der vorangehende verglichene Satz. Es gab keine Änderungen beim Ackerboden und bei dem Waldgrundstück. Die Änderung im Intervall 7 - 9 % von Gesamtausdehnung des beobachteten Gebietes bildet die Wiesenumgestaltung in den Ackerboden, Weinbergumgestaltung in die landwirtschafte Produktionsboden der Obstgärten und Gärten, die Ackerbodenumwandlung in landwirtschafte Produktionsboden der Obstgärten und Gärten, die Waldgrundstückumwandlung in den Ackerboden und die Weisen und Weidenumwandlung in die Waldfläche (Trojan, 2009).

Die Analyse der Änderungen von den Landkartensätzen zwischen Jahren 1920 - 1953 bringt keine bedeutenden Raumänderungen, die Raumänderungen sind infolge der Industrialisierung im Laufe der 70. Jahren des 20. Jahrhunderts. Die Industrieentwicklung von Jižní Černovice (Stadtteil von Brno) begann den Ackerboden zu besetzen, die Waldflächen weichten den Industrieflächen (Trojan, 2009). Die Änderungen zwischen Jahren 1986 – 1992 sind unmerklich, keine markante Raumversetzung von Flächenkategorien wurde in diesem Zeitabschnitt registriert. Mehrere Änderungen sind in der nachfolgenden Komparation von den Landkartensätzen aus Jahren 1992 und 2002. In diesem Zeitraum sind sich vor allem Flächen von Erholungsgebieten ausgedehnt (im Gebiet werden von den Kleingartenkolonien repräsentiert). In der kurzen Zeitspanne zwischen Jahren 2002 (respektive 2003) und 2006 wurde auch keine markante quantitative Änderung oder die Raumversetzung registriert (Trojan. 2009).

Die Vergleichung der qualitativen Änderungen zwischen nachkommenden einzelnen Schichten wurde um die gegenseitige Vergleichung von 8 Überdeckungen nachgefüllt, aus denen die resultierende Analyse viele kleine Flächen mit der Ausdehnung unter 1,5 % (hier gibt es Polygone, die wegen den topologischen Fehlern, den unrichtigen/ungenauen Einzeichnungen, der ungenauen Georeferenz der ungenauen Vektorisierung entstanden) enthält. Aus der durchgeführten Synthese geht hervor, dass die Fläche (die in der zweiten Armeekartierung dem Waldgrundstück entsprach und seit der dritten Armeekartierung schon zur Kategorie der Ackerboden gehört) höchste Vertretung (12 %) hat. Die Fläche, die zu den agrarischen Funktionen verwendet wurde und vom Ackern kultiviert wurde, hoch prozentuell vertreten ist.

Die Änderungszahl ist die quantitative Auswertung der Flächenverwendungsentwicklung. Die maximale Änderungszahl (theoretisch und empiristisch erreichbar) entspricht dem Wert 7 (8

verglichene Landkartensätze) und die minimale Änderungszahl entspricht dem Wert 0. Die Grenzwerte vor allem in dem rechtseitigen Intervallspektrum sind nur vereinzelten Fällen und diese Werte sind im intensiven veränderten Raum, der den Verkehrsweg Jižní Černovice – Brněnské Ivanovice säumt und im Raum des Ostblocks von Jižní Černovice. Den landwirtschaftlich benutzten Ackerboden und den Wald-Kern von Černovický Hájek kann man als die beständigste Fläche bezeichnen (Trojan, 2009).

Die Schlussfolgerung

Die Diskussion über Ergebnisse kann in einigen Niveaus verlaufen – in dem methodischen Niveau und in dem sachlichen Niveau. In die methodische Diskussion gehören die Fragen über Fehler, die bei der Homogenization entstehen konnten. Typologische Fehler wurden im Laufe der Analysen mithilfe der Order Eliminate oder mithilfe der eingestellten Toleranz bei den Parametern von der Funktion Union, die Georeferenz wurde bei der Existenz des Minimallagefehlers - des Minimalraumfehlers gemacht, die Generalisierung wurde nicht verwendet. Die sachliche Diskussion ist möglich über das richtige Verständnis der Zerlegung von den Kategorien land use und über die präzise und korrekte Identifikation von diesen Kategorien zu führen. Die Entwicklungsbewertung der Flächenverwendung in der Umgebung von Černovický Hájek in der jüngeren Vergangenheit kann nur mit der Verwendung der lokal gültigen Theorien durchgeführt werden, die keinen Anspruch auf die allgemeine Gültigkeit in den höheren Ordnungskriterien erheben. Die Lokalstudie der Änderungen ist wichtig für die Antizipation der zukünftigen Entwicklung des environmentalen Milieus.

Bei der Bewertung der Flächenbenutzung ist auch die Konfrontation mit der Realität im Terrain. Die durchlaufende Überprüfung vom Flächencharakter in situ führt zu dem detaillierten Forschen der Kanten zwischen einzelnen Flächen, die Schärfe des Kantenübertritts (also die Stärke der unechten Grenzlinie) in der Beziehung zu den qualitativen Charakteristiken der Fläche ist andere mögliche Forschungsrichtung der Modelllokalität der Kontaktzone der Stadt Brno.

Literatur

DEMEK, J. - HAVLÍČEK, M. - MACKOVČIN, P. - STRÁNSKÁ, T. (2007). *Brno and its sourroundings a landscape-ecological study*. Ekologie krajiny (Journal of Landscape Ekology), s. 32-53, 2007.

EREMIÁŠOVÁ, R. - HAVLÍČEK, M. - MACKOVČIN, P. (2007) *Quantitative Analysis of Landscape Development and changes in drainage network based on historical maps: Case study of the surroundings of the town of Kašperské Hory (Czech Republic)*. In Silva, Gabreta (ed.): *Silva Gabreta : sborník vědeckých prací ze Šumavy.* Vimperk, Správa Národního parku Šumava, s. 285-299, 2007.

FORMANN, R. - GODRON, M. (1993) *Krajinná ekologie.* Praha, Academia, 1993.

HAVLÍČEK, M. (2008) Změny ve využití krajiny v Brně a okolí. In: Pešková, K. (ed.): *Sborník symposia GIS Ostrava 2008*. Ostrava, TANGER spol. s r.o., 2008.

HAVLÍČEK, M. - CHRUDINA. Z. (2013) *Long-term land use changes in relation to selected relief characteristics in Western Carpathians and Western Pannonian basin – case study from*

Hodonín District (Czech Republic). Carpathian Journal of Earth and Environmental Sciences, 2013, roč. 8, č. 3, s. 231-244.

LIPSKÝ, Z. (2000) *Sledování změn v kulturní krajině: učební text pro cvičení z předmětu krajinná ekologie.* Kostelec nad Černými lesy, Lesnická práce, 2000.

MACKOVČIN, P. - DEMEK, J. - HAVLÍČEK, M. (2007) *Význam historických map pro studium vývoje krajiny ČR za posledních 250 let*. Geografická revue, roč. 2, č. 2, s. 159-171.

MACKOVČIN, P. - DEMEK, J. - HAVLÍČEK, M. Kulturní krajiny Brna a jeho okolí. In: Herber V. (ed.): *Fyzickogeografický sborník* 5. Brno, Masarykova univerzita Brno, s. 63-68, 2007.

MACKOVČIN, P. - DEMEK, J. - HAVLÍČEK, M. (2007) *Význam historických máp pre štúdium vývoja krajiny Českej republiky za posledných 250 rokov*. In: Dubcová A., Kramáreková H. (Eds.): *Geografické informácie 11 – Problémy Geografického výskumu Česka a Slovenska*. Nitra, Katedra geografie a regionálného rozvoja FPV UKF v Nitre, s. 163-167, 2007.

SKOKANOVÁ, H. - HAVLÍČEK, M. - SLAVÍK, P. (2007) *Analýza starých map, topologické chyby a návrh jejich odstranění.* In: 16. konference GIS ESRI a Leica: *Geosystems v ČR. Sborník příspěvků*. Praha, ARCDATA PRAHA, s.r.o., s. 85-88. 2007.

TROJAN, J. (2009) *Vývoj využití ploch okolí Černovického hájku a jeho kvantifikace.* Brno, Masarykova univerzita Brno, 2009.