

3/2013

# FORUM STATISTICUM SLOVACUM



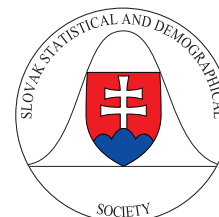
ISSN 1336-7420



9 771336 742001 20133



**Slovenská štatistická a demografická  
spoločnosť Miletičova 3, 824 67 Bratislava  
[www.ssds.sk](http://www.ssds.sk)**



## **Naše najbližšie akcie:**

(pozri tiež [www.ssds.sk](http://www.ssds.sk), blok Organizované akcie)

### **EKOMSTAT 2013 – 27. škola štatistiky**

19. – 24. 5. 2013, Trenčianske Teplice

### **PRASTAN 2013**

27.5.- 29.5. 2013, Kočovce

### **FERNSTAT 2013**

12.9.-13.9., Banská Bystrica

### **Aplikácie metód na podporu rozhodovania 2013**

jeseň, STU Bratislava

### **22. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika**

5. – 6. 12. 2013, Bratislava

### **Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov**

5. – 6. 12. 2013, Bratislava

### **Regionálne akcie**

priebežne

### **Slovenská štatistická konferencia**

Jeseň 2014, 2 dni, Prešovský kraj

### **Slávnostná konferencia 50 rokov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti**

marec 2018, Slovenská republika

# FOREWORD

Dear colleagues,

we propose the third issue of the ninth volume of the scientific peer-reviewed journal published by the Slovak statistical and demographical society (SSDS). This issue comprises contributions that are content-compatible with the topic „Theoretical and practical tasks of statistics“.

Editors: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., doc. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc and PaedDr. Janka Melušová, PhD.

Reviewed by: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Zuzana Poláková, PhD., doc. RNDr. Dagmar Markechová, CSc. and doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc.

Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Editor in chief



International Year of Statistics ("Statistics2013") is a global reminder of the importance of statistics. Slovak Statistical and Demographical Society joined the International Year of Statistics and will be mentioned at its professional events in the year 2013.

# PREDHOVOR

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,

predkladáme druhé číslo deviateho ročníka vedeckého recenzovaného časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS). Toto číslo je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou „Teoretické a praktické úlohy štatistiky“.

Editori: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., doc. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc. a PaedDr. Janka Melušová, PhD.

Recenzenti: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Zuzana Poláková, PhD., doc. RNDr. Dagmar Markechová, CSc. a doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc.

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.  
Šéfredaktor



Medzinárodný rok štatistiky ("Statistics2013") je celosvetové pripomenutie významu štatistiky. Slovenská štatistická a demografická spoločnosť sa pripojila k Medzinárodnému roku štatistiky a bude ho pripomínať pri svojich odborných akciách v roku 2013.

## The role of statistics - present and future

Mirko Navara

**Abstract:** We summarize the current role of statistics in science. We argue that its importance in education is underestimated. Further, we bring arguments for development of generalizations of statistics to phenomena exceeding the classical model - quantum and fuzzy events.

**Key words:** Statistical literacy. Statistical education. Research in statistics.

**JEL classification:** A29

### 1 Who studies statistics

Statistics developed partially as a branch of mathematics, partially as an independent field of science. The mutual relations of mathematicians and statisticians were not always clear, although theoretical statistics uses very much of the apparatus of calculus, numerical analysis, and other mathematical disciplines.

However, the place of statistics in the educational system is unclear and far from stabilized. In recent years, it is usually taught only to students of mathematics, physics, or engineering at the undergraduate university level.

Looking at the 2010 Mathematics Subject Classification <http://www.ams.org/mathscinet/msc/msc2010.html>, the topics taught at these universities are approximately covered by the following subjects:

- 03 Mathematical logic and foundations
- 05 Combinatorics
- 11 Number theory
- 15 Linear and multilinear algebra; matrix theory
- 26 Real functions
- 28 Measure and integration
- 40 Sequences, series, summability
- 51 Geometry
- 60 Probability theory and stochastic processes
- 62 **Statistics**
- 68 Computer science
- 83 Relativity and gravitational theory

However, courses called “Statistics” often deal mostly with probability theory and mention statistics only briefly, if at all. A large gap usually remains between theoretically founded theorems and their application to specific tasks. One of the reasons is that only students of mathematics or theoretical physics have a background sufficient for understanding the principles on which statistics is built. Many others are expected to use statistical methods without a deep knowledge of multivariate calculus and other required basics. The drawback is that they often approach statistical methods as a “black box” which, when filled with data, gives an answer. The assumptions, as well as a proper interpretation, are often underestimated and not given sufficient attention. This is a pity because the technical part of the work can be done automatically by many software packages; however, the role of an expert designing the test, choosing the right method and criteria and explaining what the result means is an essential human task. Modern courses of statistics should teach especially these skills. Regretfully, our students consider formulas as the principal knowledge gained in courses and neglect additional comments which are crucial for the proper use.

## 2 Who should study statistics

Statistics should not be a domain of a very limited sample of population. Instead, everybody should know at least something about it; of course, at an appropriate level adequate to the mathematical and logical background.

For instance, a flood occurs of the size which is expected once in 100 years. Surprisingly many people believe that this experience will never repeat in their life. Recent floods (in particular, in Moravia in 1997 and in Bohemia in 2002) show that this need not be the case. I believe that the proper meaning of “once in 100 years” could be understood by most of the population if properly explained by all means, in particular newspapers, radio, and TV. However, the quality of news is often very bad and supports wrong interpretations. For instance, a rather rare result of drawing contracts was interpreted as follows: “Drawing once a week, you should have started 300 000 years ago in order to succeed now.” This interpretation is obviously wrong. It is even dangerous because some people participate in lotteries with the hope that “they must win once”. This contributes to financial illiteracy which ruined many families' budgets. Thus a lack of understanding probability and statistics is even a serious social problem.

I hope that such principles could be understood by almost everybody. I mean *qualitative* understanding, not *quantitative* one, which includes the ability to assess the probability of win/loss. At least the principles of probability predictions could be explained. And they should be presented as rules which may fail, but with low probability. Thus following them is a rational behavior which could lead us to reasonable decisions which are successful in average.

As an example, it is said that whoever occurs at a cover page of a journal, should expect loss in the near future. The explanation is easy: a sportsman (artist, scientist, fashion model, etc.) is chosen for the cover page mostly after an enormous success. This is usually an exceptional achievement in his/her career which rarely repeats. Thus the rating of a sportsman achieves usually a local maximum, followed by a decrease simply because the preceding fluctuation does not repeat with high probability. We need not care of who is on the cover page. However, the same principle rules the profit of investments. Everybody has to sign in a bank that “the current profit does not guarantee a profit in the future”. Not many people understand what they are signing and that a loss of the fund which was the most successful recently is rather a rule than an exception. This wrong evaluation is, moreover, supported by the fund itself - they are proud of the recent success and try to attract more clients showing the good results. In an extreme case, this allows to play pyramidal games with zero sum where a lot of people lost their property in funds which were “successful” till their bankruptcy. Again, not much mathematics and no formulas are needed to explain the basic principle and avoid a dangerous behavior on the market.

Therefore, the basic principles of probability should be taught (possibly as a part of financial literacy) at any school, starting even from grammar schools. At more graduate levels, more details could be explained.

One possible reason why probability is not a stable part in curricula is that its teaching was often reduced to formulas which distract students with bad experience with mathematics.

Another problem is that a teacher prefers to explain laws which are *always valid*. Teaching the Pythagoras' theorem, there is not risk that it fails (under the proper assumptions, here in the Euclidean geometry). Making a probabilistic experiment in a classroom, we risk an improbable result contradicting our experience and expectation. However, this should not discourage the teacher from taking this risk. A teacher of chemistry risks every day that a reaction will be different due to specific circumstances, the same risk occurs in physical or biological experiments. A language is rather stable, but full of exceptions and nobody claims

that it is useless to teach grammar rules which do not apply to all situations. Thus also teachers of mathematics should take this risk, make probabilistic experiments in classrooms and make probability closer to students' understanding.

### 3 How statistics is linked to everyday life

Probability theory and statistics developed hand in hand with insurance. Therefore it is surprising that the prices of some insurances (e.g., travel health insurance) are not much stabilized and very different offers can be found in the market. One possible explanation is that free market is blocked by bureaucratic limitations, e.g., equal insurance for people with very different risks or insurances which are required (obligatory insurance of cars).

During the last decades, there are numerous discussions about a danger of electromagnetic waves from mobile phones. Among many studies, only very few prove some medical risk. This is a natural situation if we take into account that, like in other medical investigations, the significance level of 5% is used. No wonder that, from time to time, a positive result is obtained. So far, it is not clear if all of these are false positives. We have to wait for the results of future investigations. This study is complicated by many obstacles. In particular, it is difficult to find two large groups of people with a similar life style, one of them not using mobile phones.

People encounter situations in which results of a “random” choice are very unexpected. Then they tend to claim that there is something unfair. They are not prepared to cope with the fact that the suspicion is very high, but the result still unsure. Prof. J. Štěpán was called to a case which ended at a court: A company had very bad luck in receiving public contracts. The representatives who announced the competitions pretended to be honest and they have drawn ballots randomly. (This way, several finalists were selected and then the final choice was made from them.) The company in question participated in many such competitions (together with several cooperating companies, which increased the chance of the whole consortium to be selected to finals). It has been never selected. This improbable result was predicted and the prediction saved at a notary in advance. Then, when confirmed, it was used as an argument that the choice was not random. Prof. Štěpán was called as an expert who evaluated the probability of the observed result; this appeared to be really very low [8]. The result was surprising, but still possible, and it is a task of a court to decide and take a (small, but serious) risk of a wrong decision, either a false positive or a false negative. Luckily, this is not a task for statisticians.

If a prediction of election preferences is made on a sample of 1000 people and 20% preference is obtained for a party, it is natural to ask of the tolerance of this estimate. Many people have difficulties in understanding what a confidence interval is. They ask what is “sure”. The best correct answer to this question would be like “among 10 000 000 voters, at least 200 and at most 9 999 200 will vote for this party”. Such an answer is far from satisfactory. Statistics tells us much more, but we have to understand its language.

People are using statistical methods in everyday life and most of them are not aware of it. There are many statistical algorithms which give correct results only with some high probability, less than 1. Among them, the generating of secret codes is a common-used tool. It requires some large prime numbers. However, the algorithms for testing whether or not a number is prime are very much time-demanding. Thus they are commonly replaced by random algorithms which may produce a wrong code, but with a low probability ( $2^{-100}$  is considered sufficient). Our civilization is built on algorithms that do not guarantee correctness, but proved to be useful.



#### 4 Which statistics should be studied 1 – “quantum phenomena” of everyday life

Temporary statistics is based on the classical Kolmogorovian probability theory. This model assumes that the system can be reset to the original state and the experiment can be repeated arbitrarily many times. (This assumption may fail even in classical situations due to complexity of tasks; in medicine, it happens that only very limited sample of patients is available.) However, this assumption is often violated. We make bets on results of sport matches which are *unique*; the unrepeatable circumstances (composition of team, motivation, etc.) make it different from any other match. It is not possible to replace the coach and try if the team plays better than before.

A prediction of election results is usually announced because it is paid. (A fair way of saving the prediction in a safe place and announcing it after elections would work well, but nobody would pay for it.) It is a form of a self-satisfying prediction. Most countries apply a threshold for a party to enter the parliament (5% in the Czech Republic). If an estimate says that a new small party exceeds this threshold, it automatically becomes true. Voters not satisfied with big parties see a chance to elect a new party and they concentrate around this one provided that it is at least partially acceptable for them. Thus the next predictions only confirm the chance of this party to be elected. At the beginning, it could be just a statistical error. On the other hand, when a party in the parliament is expected to get less votes than the threshold, voter do not want to risk giving their voice to a party which may not be in the parliament; they cease to support it. This again causes a positive feedback with the result that the party disappears from practical politics. (Both the above phenomena really happened to the “green” party in the Czech Republic during the first decade of the 21st century.) From the point of view of mathematics and physics, a measurement (here a statistical investigation) changed the system irreversibly.

Similarly, if a party organizes primary elections and selects the “best” leader, the result of two candidates may be balanced. However, only one will lead the party to elections and test his ability to win them. The other candidate may only speculate of his possible result, although both experiments are possible at the beginning (not simultaneously). This violates the principle of simultaneous measurability. The success of the first candidate or the success of the second candidate form a conjunction of two observable events which cannot be tested simultaneously, thus their disjunction is not measurable. There is no reason to assign any probability to this disjunction. The classical probability model requires this probability to be defined (and have a value in  $[0; 1]$ ). In contrast to it, we may insist only on the existence (and definability) of disjunctions of *mutually exclusive* events; there is no doubt that these can be observed simultaneously.

Thus we encounter a need to extend probability to situations where some disjunctions (and conjunctions) of observable events are not properly defined and are not assigned a probability. The corresponding probability model may have very peculiar properties. The same feature has been already observed and computed in quantum physics, thus we speak of a quantum logic and quantum probability. However, as seen from the above arguments, the same requirements occur in any field where repetition of measurements (under the same conditions) is limited. This may happen in biological systems and medicine, as well as during a study of very complex systems (because they cannot be reset to the original state) - in psychology, sociology, even in complex artificial systems like machine learning or (artificial) neural networks. The only difference is that the need of a generalization was apparent in quantum physics and neglected in the other disciplines. Nevertheless, it is just a question of time when a similar apparatus will be found necessary in the other sciences mentioned above.

The proper mathematical description is that of an *orthomodular lattice* or more general structures, *effect algebras* looking the most promising in recent years, see [2]. As a typical



case, one may consider events represented by subsets of a set of elementary events (as in the classical Kolmogorovian model), but closed only under complements and *disjoint* unions. The simplest non-classical model is obtained if we have an even number of elementary events and we allow only subsets with even numbers of elements. Such a system of subsets (called a class of subsets in contrast to an algebra of subsets, see [3, 6]) obviously satisfies the weaker conditions. A definition of a probability measure may remain the same because additivity speaks only of disjoint unions.

A future more general theory of statistics should be based on quantum probability. One problem is that it is easy to criticize and difficult to advice. Thus the development of quantum probability is much more difficult and spends much effort with proving the very basic properties, e.g., the additivity of expectation (which holds only under some assumptions). Although this theory enriched many branches of mathematics, it seems not to be developed enough to give a competitive alternative to classical statistics. E.g., an interesting attempt to introduce maximum likelihood estimator based on quantum probability (see [4]) remained an isolated result in this direction.

Until we use classical statistics to systems in which its basic assumptions are violated, we have to admit the risk of serious errors in our predictions. E.g., predictions of elections fail more often than the classical theory expects; one explanation is that the whole model is wrong because of ignorance of quantum phenomena present in it.

## 5 Which statistics should be studied 2 – “fuzzification” of statistical methods

Probability theory always studied events which either occur or not. Two-valued logic was required for evaluation of results, the only uncertainty was *before a random experiment was held*. However, even when the experiment is completed, there are statements which cannot be properly expressed in yes-no terms. E.g., we may say that “our team played better than the last week”. This sentence gives us some information, but it cannot be classified as true or false. All what was random has passed and still we have no clear answer whether the play was better. A typical feature is that it is not possible to make bets on such statements. It also cannot be replaced by artificial “defuzzication”, e.g., by asking randomly chosen people of their yes-no answer. Such a procedure describes another experiment which may answer a different question: “Do people think that the play of our team was better?” Still the sentence “our team played better than the last week” gives us some information. Collecting a lot of such clues, one may improve predictions for the future. And this can have even a practical importance if we are supposed to behave rationally in a world full of uncertainty. Such types of reasoning appeared useful in human history and should not be neglected.

An adequate description of this type of uncertainty is offered by fuzzy sets, see [9]. They allow to use the whole unit interval  $[0; 1]$  as the set of possible truth values of the statement “ $x$  belongs to (a fuzzy set)  $A$ ”.

Again, the basic mathematical model is easy to formulate, difficult to study. As with other generalizations, even very basic properties have much more complex proofs if they hold at all.

It is highly desirable to combine two types of uncertainty - the stochastic one (described by probability) and fuzziness. The former refers to knowledge which is missing *before a random experiment is performed*, the latter expresses our uncertainty of the result *which has been fully observed*. It is a quite natural idea to express the probability of a fuzzy event by an integral of its membership function. Then each element has a contribution proportional to its belongness to the fuzzy set in question, as proposed already by Zadeh [10]. However, before speaking of an integral, we have to determine its domain and a measure with respect to which we integrate. The choice may be far from obvious. Only much later, Butnariu and Klement [1] developed an axiomatic system for probability on fuzzy sets. They replaced the notion of

a  $\sigma$ -algebra by its fuzzy counterpart, a *tribe* and defined probability measure on this structure. As a result of many years of investigation [5, 7], the original idea of Zadeh was confirmed to some extent - under reasonable conditions, the only probability measures are (essentially) integrals which he proposed. Nevertheless, the new approach was based on an axiomatic theory of Kolmogorovian style and the characterization of probability measures as integrals is obtained as a highly non-trivial consequence of the axioms. At least, it is a good deal of advanced mathematics. It also explains where the domain and probability measure come from.

As human reasoning uses fuzzy terms and appears successful, it is highly desirable to imitate it on computers using fuzzy logic. On the other hand, it is natural that statisticians tend to avoid fuzziness in their studies; from the very beginning, yes-no answers to questions were investigated. Despite any objections, fuzzy methods form an alternative worth attention. They admit to approximate reality more precisely and thus formulate more of our knowledge.

As one possible commercial application, we could think of a fuzzified query system in an internet shop. Let us use buying a computer as an example. So far, the systems allow to formulate two-valued restrictions on the price, memory, size of display, weight, etc. In our understanding, almost none of these bounds is strict. We would agree to exceed these limits slightly if a big advantage is offered in other criteria. However, if we just loosen the bounds, we obtain too many offers and we may become lost in our search for the optimal solution. A query system using fuzzy logic could handle our requirements much more effectively.

## 6 Conclusions

We presented arguments that statistics should be taught (at an appropriate level) since grammar school. Everybody should be acquainted with it in terms of qualitative knowledge. Students of secondary schools should be educated again to the degree allowing to avoid trivial misinterpretations. Care should be taken at the use of statistics in newspapers and other common sources, just as the authors are expected to use a correct language, numbers, and units. University students should know at least what statistics offers to their science and what they can (and what they cannot) expect from statisticians. Everybody should know how much useful knowledge has been collected using statistical methods.

The classical approach based on Kolmogorovian probability theory has also its limitations which are often ignored. Taking into account the specifics of some problems, we often need a more general model. Otherwise, we make an error caused by a wrong assumption and drastically exceeding the expected statistical error.

One of such desirable generalizations is based on quantum theory. It tries to describe systems with only a limited repeatability of experiments, where every measurement changes the system. Although developed for quantum physics, this methodology fits well to many less exotic situations encountered mainly in “soft sciences” - psychology, sociology, biology, medicine, etc.

Another requirement is to extend statistical methods to events whose validity is not described in two-valued “yes-no” terms, but rather in more truth values used in fuzzy logic. Although this contradicts basic principles of the classical theory, it allows a better expression of reality and it was successful in human reasoning. Thus a mathematical description of this type of uncertainty could allow an advanced reasoning, too.

## Acknowledgements

The author was supported by the Czech Technical University in Prague under project SGS12/187/OHK3/3T/13.

**References**

- [1] D. BUTNARIU – E. P. KLEMENT. 1993. Triangular Norm-Based Measures and Games with Fuzzy Coalitions. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1993.
- [2] A. DVUREČENSKIJ – S. PULMANNOVÁ. 2000. New Trends in Quantum Structures. Dordrecht, Bratislava : Kluwer Academic Publ., Ister Science, 2000.
- [3] S. P. GUDDER. 1988. Quantum Probability. Academic Press, 1988.
- [4] M.P. KLÄY – D.J. FOULIS. 1990. Maximum likelihood estimation on generalized sample space: an alternative resolution of Simpson's paradox. Found. Physics 30 (1990), 777-799.
- [5] M. NAVARA. 2005. Triangular norms and measures of fuzzy sets. In: E.P. Klement and R. Mesiar (eds.), Logical, Algebraic, Analytic, and Probabilistic Aspects of Triangular Norms, Elsevier, 2005, 345-390.
- [6] P. PTÁK – S. PULMANNOVÁ. 1991. Orthomodular Structures as Quantum Logics. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht/Boston/London, 1991.
- [7] B. RIEČAN – D. MUNDICI. 2002. Probability on MV-algebras. In E. Pap, editor, Handbook of Measure Theory. Elsevier Science, Amsterdam, Chapter 21, 869-910, 2002.
- [8] J. ŠTĚPÁN. Personal communication, 2007.
- [9] L. A. ZADEH. Fuzzy Sets: Inform. Control 8 (1965) 338-353.
- [10] L. A. ZADEH. 1968. Probability measures of fuzzy sets, J. Math. Anal. Appl., 23:421-427, 1968.

**Contacts:**

Mirko Navara, prof. Ing, DrSc.  
Center for Machine Perception  
Department of Cybernetics  
Faculty of Electrical Engineering  
Czech Technical University  
Technická 2, 166 27 Praha  
Czech Republic  
navara@math.feld.cvut.cz

## Vek matky a morfológie embrya/plodu v databáze Abortus Mother's age and morphology embryo/fetus in the Database Abortus

Daniel Böhmer, Ján Luha, Tatiana Braxatorisová, Jana Malová

### Abstrakt:

V článku skúmame vzťah veku matky ku morfológiám v Databáze Abortus. Databáza je vedená na Ústave lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava od septembra 1992. Obsahuje dáta zo vzoriek zo samovoľných potratov, indukovaných potratov a z predčasných pôrodov, získavaných v spolupráci s gynekologicko-pôrodnickými klinikami a oddeleniami bratislavského regiónu.

### Abstract:

In this article we investigate relationship between mother's age and morphology in the Database Abortus. Database is administrated at the Institute of Medical Biology, Genetics and Clinical Genetics, Faculty of Medicine, Comenius University and University hospital in Bratislava since September 1992. It contains results from miscarriages, induce miscarriages and early deliveries, acquired in cooperation with Clinics and departments of gynecology and obstetrics from Bratislava region.

**Key words:** miscarriages, mother's age, morphology, database, attributes.

**Kľúčové slová:** potraty, vek matky, morfológia, databáza, charakteristiky.

## 1. Úvod

Databáza Abortus ku koncu roka 2011 obsahovala 3587 vyšetrení vzoriek embryí, resp. plodov po samovoľnom potrate, inštrumentálnom ukončení gravidity, ako aj predčasných narodených mŕtvych plodov. Databáza je postupne dopĺňaná o nové vyšetrenia. Okrem charakteristík morfológie a karyotypov obsahuje aj demografické charakteristiky (*keď ich bolo možné zistiť*) ako sú vek embrya alebo plodu (v týždňoch, prípadne aspoň trimester), pohlavie plodu a vek matky v rokoch.

Výsledky analýz databázy Abortus boli prezentované vo viacerých prácach, ktoré uvádzame v zozname literatúry. V tomto príspevku analyzujeme výsledky vzťahu veku matky a morfológií databázy Abortus.

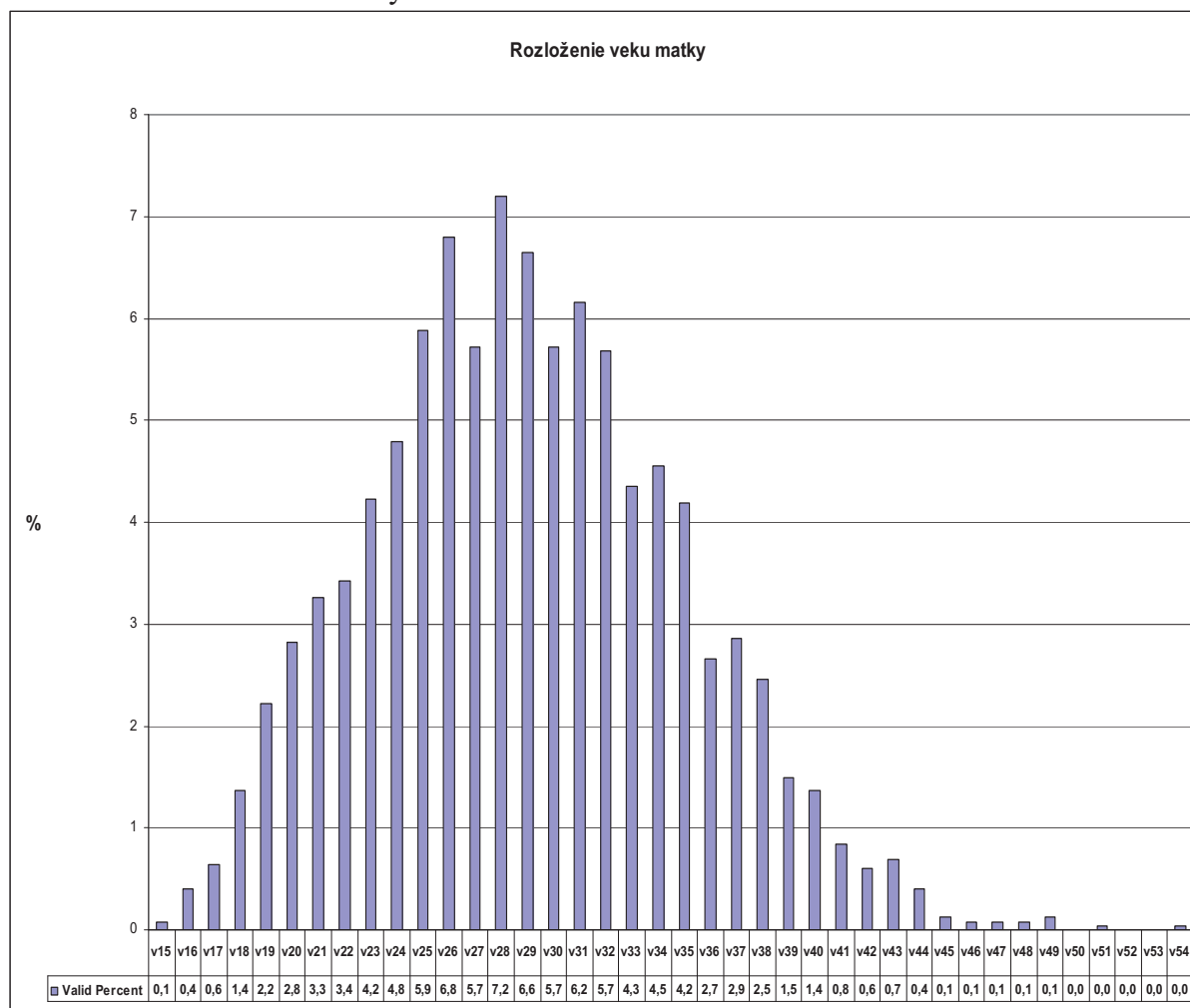
Vek matky je zaznamenaný v 69,3% prípadov čo je 2485 prípadov z celkovo 3587. Rozpätie veku matky bolo od 15 do 54 rokov, s priemernou hodnotou 29 rokov. Až v 30,7%, 1102 prípadov nebol vek matky zistený.

Rozloženie veku matky v zistených prípadoch prezentujeme v grafe 1. Prezentované rozloženie veku matky v databáze Abortus nemá normálne rozloženie. Zošikmenosť ľavej a pravej časti polygónu početností nie je rovnaké a pravý chvost, pre väčšie veku matky je menej početný. Rozloženie veku matky charakterizujeme aj pomocou frekvencií za zvolených 6 kategórií, výsledky sú v tabuľke 1.

Tabuľka 1. Frekvenčná tabuľka kategorizovaného veku matky

vek kat	15-18	19-24	25-29	30-34	35-39	40-54	Total
Počet	62	515	801	657	339	111	2485
Percento	2,5	20,7	32,2	26,4	13,6	4,5	100

Graf 1. Rozloženie veku matky v databáze Abortus



## 2. Morfológia v databáze Abortus a v podsúbore za zistený vek matky

Vek matky bol zistený u 69,3% vzoriek (2485). Pred skúmaním vzťahu veku matky a morfológií v databáze Abortus nás zaujíma ako sa líši štruktúra morfológií v celej databáze Abortus oproti podsúboru, na ktorom môžeme tento vzťah skúmať.

Morfológia má v hlavnom triedení 11 kategórií, ich prehľad je v tabuľke 2.

Tabuľka 2. Hlavné triedenie morfológií

kód	názov	úplný názov
1	IeS	nepoškodené plodové vajce bez embryonálnych tkanív – anembryomola
2	RS	prasknuté plodové vajce bez embryonálnych štruktúr
3	DE	dezorganizované embryo – anomálna diferenciácia embrya alebo rudimentárne embryo
4	EF	embryo s fokálnymi anomáliami orgánov či orgánových systémov
5	FF	plod s fokálnymi anomáliami orgánov, či orgánových systémov
6	F	nekompletná vzorka obsahujúca deciduu s časťami trofoblastu
7	RSC	prasknuté plodové vajce bez embryonálneho materiálu s úponom pupočníka, amnionu alebo so žltkovým vakom
8	EN	kompletné embryo bez vonkajších malformácií
9	FN	kompletný plod bez vonkajších malformácií
10	IE	nekompletné embryo, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu
11	IF	nekompletný plod, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu

Najprv skúmame ako sa zmenia frekvencie výskytu morfológií v celom súbore 5387 vzoriek a v súbore 2485 vzoriek za zistený vek matky. Komparácia frekvencií za podsúbory zisteného veku matky a nezisteného veku matky (1102 vzoriek) vykazuje štatisticky významný rozdiel u morfológií aj pri zlúčení morfológií, vo všetkých troch prípadoch bola P-hodnota Chí-kvadrát testu  $P=0,000$ .

Rozdiel v štruktúre morfológií za hlavné triedenie je v tabuľke 3.  $P=0,248$ , čo značí, že v „redukovanom“ súbore keď uvažujeme iba súbor za zistený vek matky sú frekvencie „blízke“ frekvenciám za celý súbor.

Tabuľka 3. Frekvencie výskytu morfológií za celý súbor a za podsúbor za zistený vek matky

<b>morfológia</b>	<b>1 IeS</b>	<b>2 RS</b>	<b>3 DE</b>	<b>4 EF</b>	<b>5 FF</b>	<b>6 F</b>	<b>7 RSC</b>	<b>8 EN</b>	<b>9 FN</b>	<b>10 IE</b>	<b>11 IF</b>
<b>celý súbor</b>	2,40	14,41	1,14	0,59	10,18	36,35	13,24	1,90	13,05	2,79	3,96
<b>za zistený vek matky</b>	2,13	12,56	1,13	0,56	11,43	35,21	13,76	1,57	15,09	2,78	3,78

Najviac sú v súbore zastúpené morfológie **F** (nekompletná vzorka obsahujúca deciduu s časťami trofoblastu) v celom súbore 36,35%, v súbore za zistený vek matky 35,21%, nasleduje morfológia **RSC** (prasknuté plodové vajce bez embryonálneho materiálu s úponom pupočníka, amnionu alebo so žltkovým vakom) 13,24% v celom skúmanom súbore, 13,76 v súbore za zistený vek matky, ďalej nasleduje **RS** (prasknuté plodové vajce bez embryonálnych štruktúr) 14,41% v celom súbore, 12,56% v súbore za zistený vek matky; **FN** (kompletný plod bez vonkajších malformácií) 13,05% v celom súbore, 15,09% v súbore za zistený vek matky. Zastúpenie **FF** (plod s fokálnymi anomáliami orgánov, či orgánových systémov) morfológie je 10,18% v celom súbore, 11,43% v súbore za zistený vek matky. **IF** (nekompletný plod, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu) morfológie sa vyskytujú v celom súbore v 3,96% prípadov, 3,78% v súbore za zistený vek matky. Morfológie **IE** (nekompletné embryo, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu) sú zastúpené v celom súbore v 2,79% prípadov, 2,78% v súbore za zistený vek matky. **IeS** (nepoškodené plodové vajce bez embryonálnych tkanív – anembryomola) morfológie majú výskyt na úrovni 2,40% v celom súbore, 2,13% v súbore za zistený vek matky. **EN** (kompletné embryo bez vonkajších malformácií) sa vyskytujú a v celom súbore v 1,90%, 1,57% v súbore za zistený vek matky. **DE** (dezorganizované embryo – anomálna diferenciácia embrya alebo rudimentárne embryo) sme zaznamenali v celom súbore v 1,14%, 1,13% v súbore za zistený vek matky. Najmenej početné sú morfológie **EF** (embryo s fokálnymi anomáliami orgánov či orgánových systémov) v celom súbore 0,59%, 056% v súbore za zistený vek matky.

Hlavné triedenie morfológií obsahuje až 11 tried, preto sme na účely ďalšej štatistickej analýzy definovali

***kategórie morfológií:***

$$1 = \text{neinformatívne} = 2 + 6 + 7 + 10 + 11 = \text{RS} + \text{F} + \text{RSC} + \text{IE} + \text{IF}$$

$$2 = \text{normálne} = 8 + 9 = \text{EN} + \text{FN}$$

$$3 = \text{patologické} = 1 + 3 + 4 + 5 = \text{IeS} + \text{DE} + \text{EF} + \text{FF}$$

***a jemnejšie členenie kategórií morfológií:***

$$1 = \text{neinformatívne} = 2 + 6 + 7 + 10 + 11 = \text{RS} + \text{F} + \text{RSC} + \text{IE} + \text{IF}$$

$$2 = \text{normálne} = 8 + 9 = \text{EN} + \text{FN}$$

$$3 = \text{ťažké vývojové chyby} = 1 + 3 = \text{IeS} + \text{DE}$$

$$4 = \text{vrodené vývojové chyby novorodencov} = 4 + 5 = \text{EF} + \text{FF}$$



Čiže, patologické morfológie sú rozdelené na ťažké vývojové chyby a vrodené vývojové chyby novorodencov=4+5=EF+FF.

Výsledky sú v tabuľke 4. P-hodnoty Chí-kvadrát testu sú  $P=0,076$  resp.  $P=0,087$ . Rozdiely v spojených kategóriách nie sú štatisticky významné, ale už na hranici štatistickej významnosti.

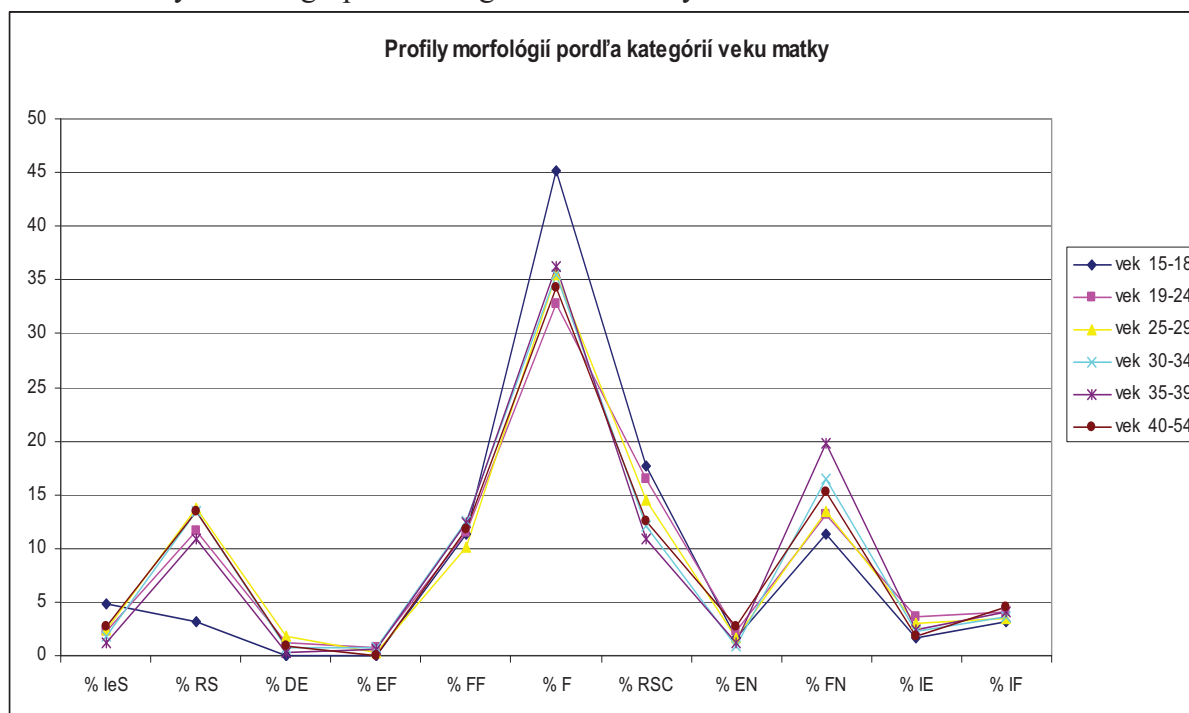
Tabuľka 4. Frekvencie výskytu morfológií za zlúčené kategórie, údaje sú v percentách

morfológie	celý súbor	za zistený vek matky	morfológie	celý súbor	za zistený vek matky
neinformatívne	70,76	68,09	neinformatívne	70,76	68,09
normálne	14,94	16,66	normálne	14,94	16,66
patologické	14,30	15,25	ťažké vývojové chyby	3,54	3,26
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	vrodené vývojové chyby novorodencov	10,76	11,99
			<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

### 3. Profily morfológií v databáze Abortus podľa veku matky

Profily morfológií môžeme prezentovať pomocou relatívnych frekvencií ich výskytu. Budeme sa zaoberať podsúborom za zistený vek matky. V tabuľke 3. predošlej kapitoly je aj profil morfológií za zistený vek matky. Zastúpenie morfológií podľa veku matky prezentujeme v grafe 1. Vzhľadom na to, že podrobné skúmanie profilov za všetky veku matky v rozpätí 15 až 54 nie je výpovedné, budeme prezentovať profily morfológií podľa 6 kategórií veku matky. Výsledky analýzy prezentujeme v grafe 2 a podrobné údaje v tabuľke 5. Menlivosť závisí od početnosti zastúpenie jednotlivých morfológií podľa kategórií veku matky. Rozloženie morfológií podľa 6 zvolených kategórií veku matky približne kopíruje ich rozloženie za celý podsúbor za zistený vek matky.

Graf 2. Profily morfológií podľa kategórií veku matky.





Tabuľka 5. Zastúpenie morfológií podľa veku matky

Vek matky	% IeS	% RS	% DE	% EF	% FF	% F	% RSC	% EN	% FN	% IE	% IF	Total
vek 15-18	4,8	3,2	0,0	0,0	11,3	45,2	17,7	1,6	11,3	1,6	3,2	62
vek 19-24	2,3	11,7	1,2	0,8	11,5	32,8	16,5	2,3	13,2	3,7	4,1	515
vek 25-29	2,4	13,7	1,9	0,4	10,1	35,5	14,5	1,6	13,5	3,0	3,5	801
vek 30-34	1,8	13,4	0,8	0,8	12,5	35,5	12,0	0,9	16,4	2,3	3,7	657
vek 35-39	1,2	10,9	0,3	0,6	12,4	36,3	10,9	1,2	19,8	2,4	4,1	339
vek 40-54	2,7	13,5	0,9	0,0	11,7	34,2	12,6	2,7	15,3	1,8	4,5	111
<b>Total</b>	<b>2,1</b>	<b>12,6</b>	<b>1,1</b>	<b>0,6</b>	<b>11,4</b>	<b>35,2</b>	<b>13,8</b>	<b>1,6</b>	<b>15,1</b>	<b>2,8</b>	<b>3,8</b>	<b>2485</b>

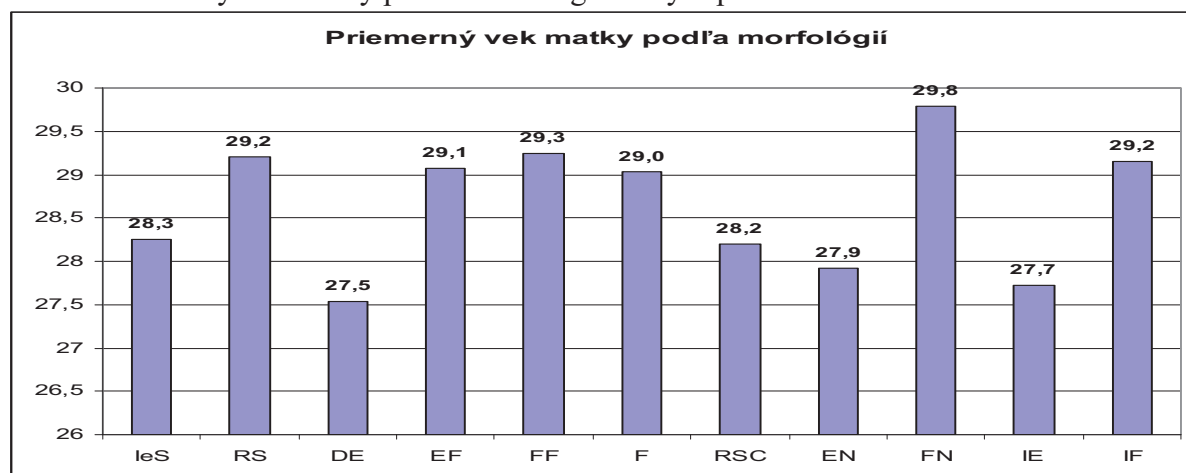
#### 4. Vzťah veku matky a morfológií vzoriek

Tento vzťah môžeme skúmať na súbore 2485 vzoriek databázy Abortus. Určitý obraz dávajú aj profily rozloženia morfológií, ako sme ich prezentovali v predošlej kapitole. Na overenie rovnosti mediánov veku matky podľa morfológií použijeme neparametrický Kruskal-Wallisov test, jeho P-hodnota je  $P=0,004$ , čo značí, že diferenciácia veku matky je podľa kategórií morfológií štatisticky významná, čo vidno aj v tabuľke 6, kde ale prezentujeme výsledky za priemery veku matky, aj preto, že mediány sú približne rovnaké. Plastickejšie prezentujeme priemerný vek matky podľa podsúborov morfológií embrya/plodu v grafe 3.

Tabuľka 6. Priemerný vek matky podľa morfológií embrya/plodu databázy Abortus

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
1 IeS	53	28,25	6,498	,893	26,45	30,04	16	47
2 RS	312	29,20	5,424	,307	28,59	29,80	18	45
3 DE	28	27,54	4,376	,827	25,84	29,23	20	40
4 EF	14	29,07	4,714	1,260	26,35	31,79	23	37
5 FF	284	29,25	6,040	,358	28,55	29,96	16	47
6 F	875	29,03	6,040	,204	28,63	29,43	15	54
7 RSC	342	28,20	5,918	,320	27,57	28,83	16	46
8 EN	39	27,92	6,694	1,072	25,75	30,09	17	48
9 FN	375	29,79	5,852	,302	29,19	30,38	17	45
10 IE	69	27,72	5,928	,714	26,30	29,15	18	44
11 IF	94	29,15	6,105	,630	27,90	30,40	17	43
Total	2485	28,99	5,932	,119	28,76	29,23	15	54

Graf 3. Priemerný vek matky podľa morfológií embrya/plodu



Z údajov tabuľky 6 zistujeme priemerný vek matky v podsúboroch jednotlivých morfológií embrya/plodu databázy Abortus a tiež početnosť týchto podsúborov za zistený vek matky. Za 2485 vzoriek pri zistenom veku matky bol priemerný vek matky 28,99 roka. Najvyšší vek matky sme zistili v podsúbore 375 vzoriek morfológie **FN** „kompletný plod bez vonkajších malformácií“ 29,79 roka. Nasledujú morfológie: **FF** „plod s fokálnymi anomáliami orgánov, či orgánových systémov“ n=284, priemerný vek matky 29,25 roka; **RS** „prasknuté plodové vajce bez embryonálnych štruktúr“, n=312, priemerný vek matky 29,20 roka; **IF** „nekompletný plod, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu“ n=94, priemerný vek matky 29,15 roka; **EF** „embryo s fokálnymi anomáliami orgánov či orgánových systémov“, n=14, priemerný vek matky 29,07 roka; **F** „nekompletná vzorka obsahujúca deciduu s časťami trofoblastu“ n=875, priemerný vek matky 29,03 roka; **IeS** „nepoškodené plodové vajce bez embryonálnych tkanív – anembryomola“ n=53, priemerný vek matky 28,25 roka; **RSC** „prasknuté plodové vajce bez embryonálneho materiálu s úponom pupočníka, amnionu alebo so žltkovým vakom“ n=342, priemerný vek matky 28,20 roka; **EN** „kompletné embryo bez vonkajších malformácií“ n=39, priemerný vek matky 27,92 roka; **IE** „nekompletné embryo, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu“ n=69, priemerný vek matky 27,72 roka; **DE** „dezorganizované embryo – anomálna diferenciacia embrya alebo rudimentárne embryo“ n=28, priemerný vek matky 27,54 roka.

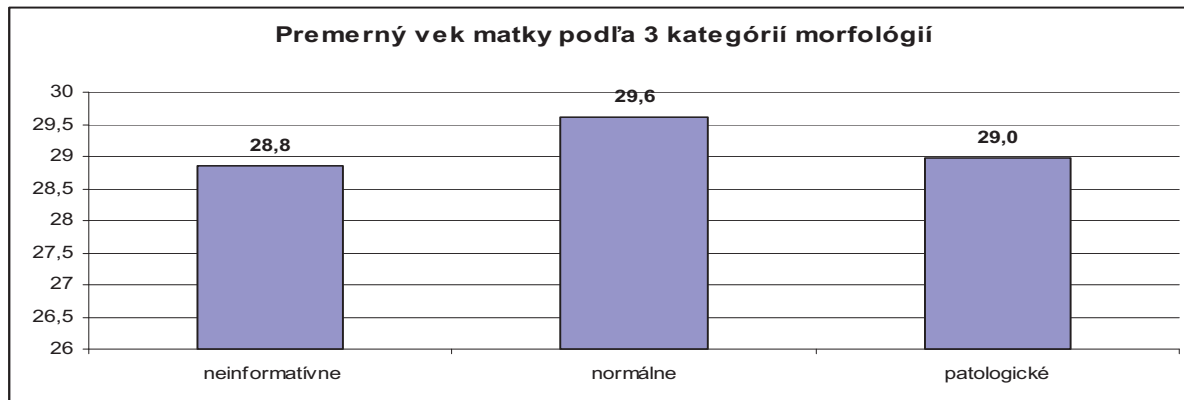
**Skúmame diferenciaciu veku matky aj podľa zlúčených kategórií morfológií**, tak ako sú definované v kapitole 2. Ako ukazujú výsledky, diferenciacia za 3 podsúbory kategorizovaných morfológií je štatisticky významná, P-hodnota Kruskal-Wallisovho neparametrického testu je P=0,041. Diferenciacia za 4 podsúbory jemnejšieho členenia morfológií je taktiež štatisticky významná, P=0,016. Výsledky za 3 kategórie morfológií sú v tabuľke 7 a v grafe 3 a analogické výsledky za 4 kategórií morfológií v tabuľke 8 a v grafe 4. Pri členení skúmaného súboru databázy Abortus za 3 kategórie morfológií sme zistili, že v podsúbore normálnych morfológií bol najvyšší priemerný vek matky 29,61 roka, za neinformatívne morfológie bol priemerný vek matky 28,85 roka a za patologické morfológie 28,98 roka.

Patologické morfológie sme rozdelili na dve skupiny, podľa výsledkov z tabuľky 8 bol priemerný vek matky v podsúbore za ťažké vývojové chyby iba 28 rokov a za vrodené vývojové chyby novorodencov 29,24 roka.

Tabuľka 7. Priemerný vek matky podľa 3 kategórií morfológií embrya/plodu databázy Abortus

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
1 neinformatívne	1692	<b>28,85</b>	5,914	,144	28,57	29,13	15	54
2 normálne	414	<b>29,61</b>	5,952	,293	29,04	30,19	17	48
3 patologické	379	<b>28,98</b>	5,961	,306	28,38	29,58	16	47
Total	<b>2485</b>	<b>28,99</b>	<b>5,932</b>	<b>,119</b>	<b>28,76</b>	<b>29,23</b>	<b>15</b>	<b>54</b>

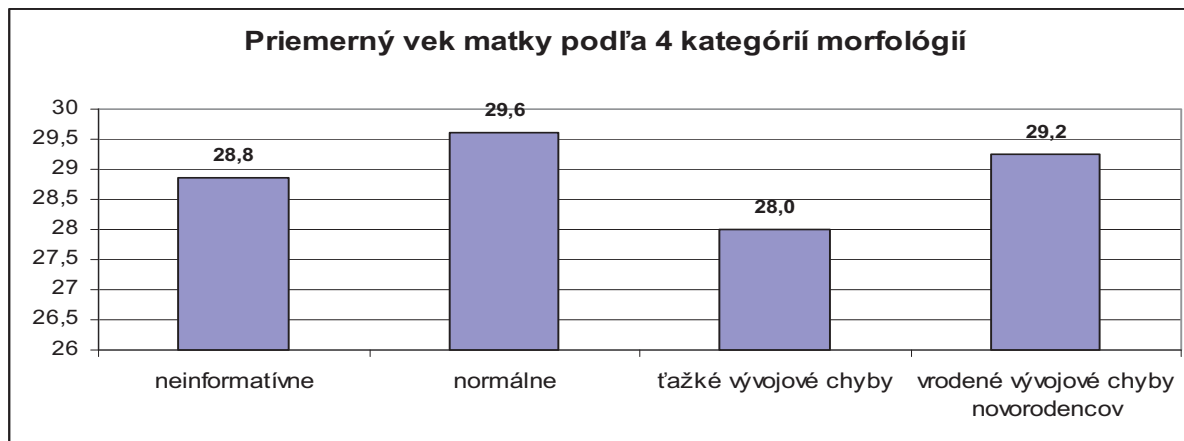
Graf 3. Priemerný vek matky podľa 3 kategórií morfológií embrya/plodu databázy Abortus



Tabuľka 8. Priemerný vek matky podľa 4 kategórií morfológií embrya/plodu databázy Abortus

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
1 neinformatívne	1692	28,85	5,914	,144	28,57	29,13	15	54
2 normálne	414	29,61	5,952	,293	29,04	30,19	17	48
3 ťažké vývojové chyby	81	28,00	5,833	,648	26,71	29,29	16	47
4 vrodené vývojové chyby novorodencov	298	29,24	5,978	,346	28,56	29,93	16	47
Total	2485	28,99	5,932	,119	28,76	29,23	15	54

Graf 4. Priemerný vek matky podľa 4 kategórií morfológií embrya/plodu databázy Abortus



## 5. Závery

Primárna funkcia databázy je evidovanie stavu v sledovanej oblasti a jej využitie na štatistické analýzy. Údaje registrované v databáze Abortus slúžia teda nielen na evidenciu charakteristík samovoľne potratených embryí a mŕtvorodených plodov, ale aj na štatistické analýzy vrátane skúmania závislostí sledovaných charakteristík. V tomto príspevku sme skúmali vzťah zisteného veku matky a morfológií embryí/plodov databázy Abortus. Zistili sme štatisticky významnú diferenciaciu priemerného veku matky podľa podsúborov morfológií, či už hlavného triedenia, ale aj za zlúčené kategórie.

## 6. Literatúra

1. Boué, J., G., Boué, A.: Les aberrations chromosomiques dans les avortements spontanés humains. *Presse med.* 78, 14, 1970, 635-641.
2. Böhmer D., Brašňová D., Luha J.: Špecifická záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodenou vývojovou chybou. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2009*. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
3. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Repiská V., Totková A., Vojtaššák J.: Charakteristiky databázy Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu IV. Ústav lekárskej biológie, genetiky a lekárskej genetiky LF UF a FNŠP, Bratislava, Asklepios 2009. ISBN: 978-80-7167-148-0.
4. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Vojtaššák J.: Morfológia a karyotypy databázy Abortus. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010*. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
5. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Vzťah morfológie a karyotypov v databáze Abortus. *BIOMEDICÍNSKE AKTUALITY*, zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť SAV, Bratislava 2010. ISBN: 978 – 80 – 89 – 451 – 04 – 3, EAN: 9788089451043.
6. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Zastúpenie pohlaví v databáze Abortus. Slovensko-České biomedicínske štúdie. Zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava 2010. ISBN 978-80-8951-02-9, EAN 978809451029.
7. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Zastúpenie vývojového veku vyšetreného embrya a plodu v databáze Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu V., Zborník vedeckých prác. Ústav lekárskej biológie a genetiky LF UK v Bratislave a PROBIOLMED, Vydal: Asklepios, Bratislava, 2010. ISBN: 978 – 80 – 7167 – 155 – 8.
8. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Charakterizácia databázy Abortus podľa úspešných a neúspešných kultivácií. *NOVÉ SMERY V BIO – SOCIO – KULTÚRNEJ ANTROPOLÓGII*. Slovenská biologická spoločnosť SAV Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita Brno. Bratislava, Brno 2011.
9. Böhmer D., Luha J., Malová J., Braxatorisová T.: Vývoj priemerného veku matky a priemerného veku embrya/plodu v databáze Abortus. Biomedicínske a genetické štúdie 2012. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Brno. Bratislava a Brno 2012. ISBN 978-80-89451-07-4.
10. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Vek matky a pohlavie embrya/plodu v databáze Abortus. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013*. SŠDS Bratislava 2013. ISSN 1336-7420.
11. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Vek matky a vývojový stav (embryo/plod) v databáze Abortus. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013*. SŠDS Bratislava 2013. ISSN 1336-7420.
12. Bullerdiek, J., Bartnitzke, S., Schloot, W.: A rapid and simple sandwich – method used for chromosome analysis from small fetal and adult biopsy specimens. *Clin Genet*, 1979, 16, 433-437.
13. Carr, D., H.: Chromosome studies in selected spontaneous abortions. III. Early pregnancy loss. *Obstet. And Gynecol.* 37, 5, 1971, 750-754.
14. Dejmeck, J., Vojtaššák, J., Izakovič, V., Šuchová, E., Malová, J., Paliderová, Z., Nováková, D.: Genetické aspekty spontánneho potratu vo vzťahu k vybraným etiologickým činiteľom. Záverečná správa, Bratislava VÚPL, 1985, 54.
15. Fantel, A.G., Shepard, T.H., Vadheim – Roth, C. et al.: Embryonic and Fetal phenotypes: Prevalence and other associated factors in a large study of spontaneous abortion. In: *Human Embryonic and Fetal Death*. Porter, I.M., Hook, E.B., Eds.,

- Acad Press, New York, 1988, 71.
16. Fujikura, T., Froelich, L.A., Driscoll, S.G.: A Simplified Anatomic Classification of Abortions. *Amer.J.Obstet.Gynecol.*, 95 (7), 1966, 902 – 905.
  17. Kučerová, M.: Cytogenetic analysis of human chromosomes and its value for the estimation of genetic risk. *Mut. Res.* 41, 1, 1978, 123-130.
  18. Lawry, R.B., Jones, D.C., Renwick, D.H.G., Trimble, B.K.: Down syndrome in British Columbia, 1972 – 1973: Incidence and Mean Maternal Age. *Teratology* 14, 1976, 29-34
  19. Luha J.(2003): *Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003*, SŠDS, Bratislava 2003, ISBN 80-88946-32-8.
  20. Luha J.: (2008) Metodologické aspekty zberu a záznamu dát otázok s možnosťou viac odpovedí. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2008*. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
  21. Luha J.: Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010*. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
  22. Luha J.: Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010*. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
  23. Seabright, M.: A rapid banding technique for human chromosomes. *Lancet* 2, 1971, p.971- 972.
  24. Simoni, G., Gimelli, G., Cuoco, C.: First Trimester Fetal karyotyping: One thousand diagnoses. *Hum. Genet.* 1986, 72, 203 – 209.
  25. Vogel, F., Motulsky, A.G.: *Human Genetics. Problems and Approaches*. Springer-Verlag, 1986, II.nd Ed, 80.

### Adresy autorov:

Daniel Böhmer, Doc., MUDr., PhD.  
 Ústav lekárskej biológie, genetiky a  
 klinickej genetiky LF UK a UN  
 Sasinkova 4, Bratislava  
 daniel.bohmer@fmed.uniba.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.  
 Ústav lekárskej biológie, genetiky a  
 klinickej genetiky LF UK a UN  
 Sasinkova 4, Bratislava  
 jan.luha@fmed.uniba.sk

Tatiana Braxatorisová, MUDr., CSc.  
 Ústav lekárskej biológie, genetiky a  
 klinickej genetiky LF UK a UN  
 Sasinkova 4, Bratislava  
 tatiana.braxatorisova@fmed.uniba.sk

Jana Malová, RNDr., PhD.  
 Ústav lekárskej biológie, genetiky a  
 klinickej genetiky LF UK a UN  
 Sasinkova 4, Bratislava  
 jana.malova@fmed.uniba.sk

## Hranice atletickej výkonnosti pohľadom štatistiky The limits of athletic performance from statistics look

Jaroslav Broďáni

**Abstrakt:** Začiatkom 21. storočia boli zahraničnými prognostikmi stanovené hraničné limity atletickej výkonnosti. Niektoré z nich však boli prekonané v značnom predstihu (100m, 200m, štafeta 4x100m, chôdza na 20 km a 50 km, resp. skok o žrdi a skok do diaľky). Neustálou evaluáciou a spresňovaním prognóz zabezpečujeme vyššiu exaktnosť očakávaných výkonov. Do roku 2016 môžeme očakávať zlepšenie najlepších svetových výkonov mužov v behu na 200m, 800m, 110m prekážok. Prekonanie hraničných limitov je pravdepodobné iba v behu na 200m a 800m.

**Abstract:** Beginning of the 21st century, foreign analysts set threshold limits athletic performance. Some of them were overcome well in advance (100m, 200m, 4x100m relay, race walking the 20 km and 50 km, pole vaulting and long jump). Constant evaluations and provide more accurate forecasts higher exactness expected performance. By 2016, we expect to improve the performance of the world's best men in the race for the 200m, 800m, 110m hurdles. Overcoming the limits of likely only run the 200m and 800m.

**Kľúčové slová:** atletika, limity, prognóza, muži

**Key words:** track and fields, limits, forecast, men

**JEL classification:** L83 - Sports

### 1. Úvod

Trend vývoja výkonnosti v jednotlivých atletických disciplínach bol ovplyvnený množstvo faktorov. Najvýznamnejšími boli zmeny atletických pravidiel, progresívne tréningové metódy, dovoľené a nedovoľené suplementy výživy, úroveň antidopingovej kontroly, atď. V dnešnej dobe, napriek „stabilizácii“ spomínaných faktorov, zaznamenávame stále zvyšovanie atletickej výkonnosti a posúvanie hraníc ľudskej výkonnosti. Významnou mierou sa na nej podieľajú talentovaní športovci aj vďaka vrodeným predispozíciám.

Matematicko-štatistické analýzy o vývojových trendoch atletických disciplín a pravdepodobnosti ich ďalšieho vývoja nachádzame v prácach Benczenleitner et al. (2012); Berthelot et al. (2008), Berthelot et al. (2012), Dapena et al. (2003), Denny (2008), Dickwach & Scheibe (1993), Gembrish et al. (2007), Einmahl & Magnus (2008), Hammond & Bishop (2008), Karp (2006), Kovář (2007), Kuper & Sterken (2006), Lippi et al. (2008), Noubary (2006), Péronet & Thibault (1989), Radicchi (2012), Ryder et al. (1976), Morton (1983), Tilinger (2004), Thibault et al. (2010) a You Sang & Seung Jin (2011).

Kolektív autorov Berthelot et al. (2010) z francúzskeho Inštitútu pre biomedicínu a epidemiológiu (IRMES) stanovil hraničné limity atletickej výkonnosti aj s rokom ich dosiahnutia (tab. 1). Prevažná väčšina disciplín by mala dosiahnuť limitnú - hraničnú výkonnosť už do roku 2040. Niektoré limity však už boli dosiahnuté, resp. prekonané so značným predstihom (100m, 200m, štafeta 4x100m, chôdza na 20 km a 50 km, resp. skok o žrdi a skok do diaľky). Ďalšie zlepšovanie aktuálnych svetových rekordov bude možné iba s využitím nových materiálov a technológií. Nevyčerpané legálne rezervy vidia odborníci v biomechanike, biochémií, športovej psychológii atď. Budúcnosť atletickej výkonnosti ovplyvní taktiež genetické inžinierstvo.

Naskytujú sa nám preto otázky: Aké najlepšie svetové výkony môžeme očakávať v 4-ročnom olympijskom makrocykle 2013-2016 v atletických disciplínach mužov? Priblížia sa



vypočítané prognózy k aktuálnym svetovým rekordom, resp. publikovaným hraničným limitom atletickej výkonnosti?

**Tabuľka 1.** Limity hraničnej výkonnosti, rok ich dosiahnutia (Berthelot et al., 2010) a aktuálny svetový rekord k 31.12. 2012 (WR) s rokom dosiahnutia v mužských atletických disciplínach.

<i>Mužské disciplíny</i>	<i>Asympt. hodnota</i>	<i>Intervaly spoľahlivosti</i>		<i>Rok (99,95%)</i>	<i>Intervaly spoľahlivosti</i>		<i>WR</i>	<i>Rok</i>
<b>100m (s)</b>	<b>9,726</b>	<b>9,677</b>	<b>9,776</b>	<b>2019,2</b>	<b>1996,8</b>	<b>2126,5</b>	<b>9,58</b>	<b>2009</b>
200m (s)	19,193	18,99	19,4	2040,4	1999,5	2121,9	19,19	2009
<b>400m (s)</b>	<b>43,009</b>	<b>42,617</b>	<b>43,401</b>	<b>2036,4</b>	<b>1991</b>	<b>2130,5</b>	<b>43,18</b>	<b>1999</b>
800m (min)	1:40,58	1:38,94	1:42,19	2052,2	1981,3	2315,4	1:40,91	2012
<b>1500m (min)</b>	<b>3:25,18</b>	<b>3:22,90</b>	<b>3:27,43</b>	<b>2025,9</b>	<b>1991</b>	<b>2154,9</b>	<b>3:26,00</b>	<b>1998</b>
3000m prekážok (min)	7:48,77	7:42,87	7:54,81	2067,5	2020,9	2158,1	7:53,63	2004
<b>5000m (min)</b>	<b>12:34,01</b>	<b>12:24,18</b>	<b>12:43,76</b>	<b>2033</b>	<b>1996,4</b>	<b>2142,9</b>	<b>12:37,4</b>	<b>2004</b>
10000m (min)	26:15,76	26:12,59	26:18,99	2008,6	2002,8	2017,2	26:17,5	2005
<b>Maratón (h)</b>	<b>2:03:08</b>	<b>2:02:05</b>	<b>2:04:12</b>	<b>2080,3</b>	<b>2054,5</b>	<b>2112,3</b>	<b>2:03:38</b>	<b>2011</b>
20km chôdza (h)	1:17:03	1:16:42	1:17:24	2020,9	2009,3	2036,7	1:16:43	2008
<b>50km chôdza (h)</b>	<b>3:34:37</b>	<b>3:33:44</b>	<b>3:35:31</b>	<b>2042,4</b>	<b>2030,3</b>	<b>2056,8</b>	<b>3:34:14</b>	<b>2008</b>
110m prekážok (s)	12,711	12,497	12,926	2107,6	2034,6	2235,7	12,80	2012
<b>400m prekážok (s)</b>	<b>46,54</b>	<b>46,32</b>	<b>46,76</b>	<b>2021,6</b>	<b>2005,1</b>	<b>2044,3</b>	<b>46,78</b>	<b>1992</b>
4x100m štafeta (s)	37,105	36,682	37,531	2054	2004,7	2169,2	36,84	2012
<b>4x400m štafeta (min)</b>	<b>2:53,38</b>	<b>2:49,46</b>	<b>2:57,28</b>	<b>2035,7</b>	<b>1972,2</b>	<b>2775,3</b>	<b>2:54,29</b>	<b>1993</b>
Skok do výšky (m)	2,467	2,433	2,501	2027,4	1997,8	2090,9	245	1993
<b>Skok o žrdi (m)</b>	<b>6,154</b>	<b>6,118</b>	<b>6,190</b>	<b>2001,1</b>	<b>1990,8</b>	<b>2028,2</b>	<b>6,16</b>	<b>1994</b>
Skok do diaľky (cm)	891,454	857,991	924,691	1991,7	1965,4	2225,7	895	1991
<b>Trojskok (m)</b>	<b>18,495</b>	<b>18,163</b>	<b>18,826</b>	<b>2057,9</b>	<b>2007,3</b>	<b>2159,1</b>	<b>18,29</b>	<b>1995</b>
Hod diskom (m)	76,022	74,03	77,975	2050,2	2016,2	2106,5	74,08	1986
<b>Hod kladivom (m)</b>	<b>87,189</b>	<b>85,169</b>	<b>89,167</b>	<b>1992</b>	<b>1982,2</b>	<b>2043,9</b>	<b>86,74</b>	<b>1986</b>
Vrh guľou (m)	23,833	23,178	24,477	2077,1	2036,7	2137,6	23,12	1990
<b>Desaťboj (body)</b>	<b>9088,487</b>	<b>8930,79</b>	<b>9248,43</b>	<b>2041,3</b>	<b>1994,9</b>	<b>2234,2</b>	<b>9039</b>	<b>2012</b>

## 2. Cieľ

Cieľom príspevku je poukázať na atletickú výkonnosť z pohľadu hraničnej výkonnosti stanovenú zahraničnými prognostikmi a očakávanej atletickej výkonnosti do roku 2016.

## 3. Metodika

Pri výpočte prognóz do roku 2016 bol použitý časový rad najlepších svetových výkonov v atletických disciplínach mužov do roku 2013 uvádzaný IAAF. Pri vyhladzovaní údajov a stanovení prognózovaných hodnôt sme použili metódy modelovania trendu a extrapolácie (regresné funkcie ako lineárna, logaritmická, inverzná, kvadratická, kubická, zložená, silová, S - funkcia, rastová, exponenciálna, logistická). Interval spoľahlivosti 90 % sme vybrali z dôvodu zúženia pásov spoľahlivosti okolo stredných hodnôt regresných funkcií a zvýšili tak exaktnosť variability prognózovaných hodnôt.

Pre každú regresnú rovnicu uvádzame najlepšiu prognózu do roku 2016, horný a dolný limit intervalu spoľahlivosti pre strednú hodnotu príslušnej regresnej funkcie, regresnú rovnicu, index determinácie  $R^2$  a štatistickú významnosť sklonu regresnej funkcie (F, p-



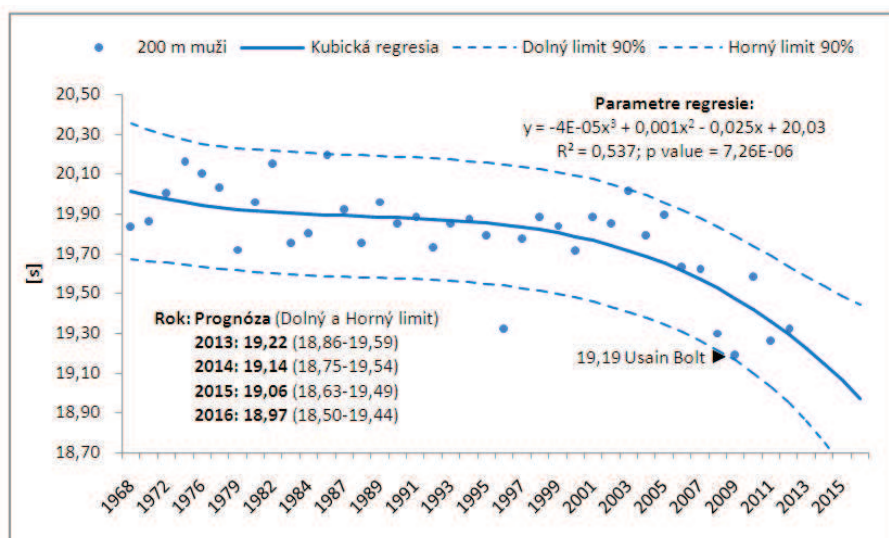
hodnota). Pri záverečnom výbere regresnej funkcie, ktorá konkretizovala trend a prognózovaný výkon, bola zohľadňovaná úroveň svetového rekordu do konca roku 2012, vývoj úrovne svetovej výkonnosti v posledných rokoch, intraindividuálna výkonnosť svetových atlétov, vypočítaná hodnota indexu determinácie  $R^2$  danej aproximačnej funkcie. Výber funkcie taktiež zohľadňoval intuitívne názory odborníkov a špecialistov z atletickej praxe. Odhad a výpočet prognózovaných hodnôt sme realizovali v programe SPSS.

#### 4. Výsledky

Vo výsledkovej časti sa zaoberáme prognózovaním najlepších svetových výkonov vo vybraných atletických disciplínach mužov do roku 2016. Vychádzame pritom z reálneho vývoja svetovej atletickej výkonnosti do roku 2013, prognostických výskumov z obdobia londýnskeho olympijského makrocyclov v rokoch 2009-2012 (Brodňani, 2012ab) a vyššie uvádzaných publikácií z oblasti prognóz v atletike. Využívame pritom kombináciu intuitívnej metódy a metódy modelovania trendu. Výber najvhodnejších aproximačných funkcií môžeme vidieť v tabuľke 2. Uvádzané krivky najviac zodpovedali intuitívnym prognózam atletických špecialistov, pričom vypočítané horné a dolné hranice intervalov spoľahlivosti boli v reálnom rozpätí odhadovanej športovej výkonnosti a publikovaných prognóz. Vypočítané prognózy ďalej porovnávame so stanovenými hraničnými limitmi a aktuálnymi svetovými rekordmi (tab. 1 a 2).

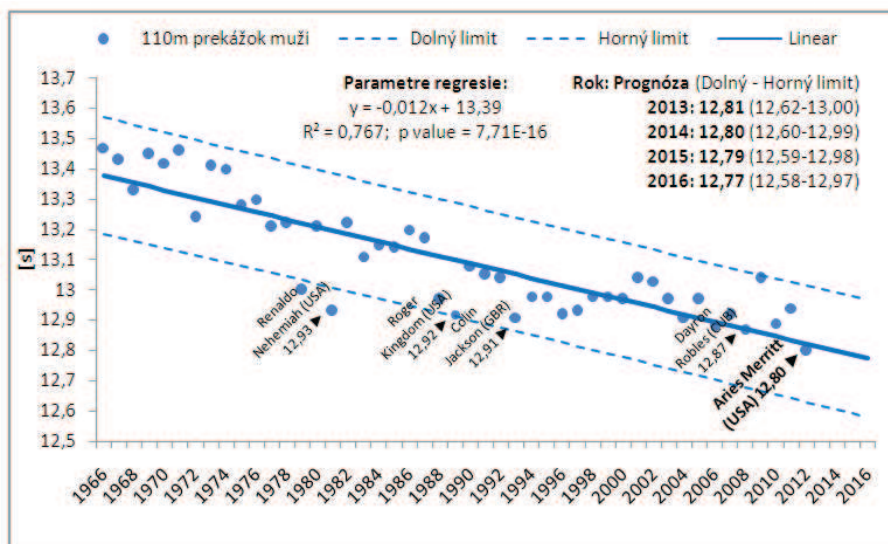
V období 4-ročného olympijského makrocyclov 2013-2016 by sme mohli očakávať prekonanie svetových rekordov v mužských atletických disciplínach v behu na 200m (18,97s < > 19,19s), 110 m prekážok (12,77s < > 12,80s) a 800m (1:39,75 min < > 1:40,91 min).

Vývojový trend najlepších svetových výkonov v behu na **200 m mužov** najlepšie vystihuje kubická regresia (obr. 1 a tab. 2), pričom dosahuje parametre indexu determinácie  $R^2 = 0,537$ . Sklon regresnej priamky je štatisticky významný na  $p < 0,01$ . V nasledovnom období 4 rokov predpovedáme s 90 % pravdepodobnosťou výkonnosť na úrovni 19,59s - 18,50s, pričom očakávaná prognóza na toto obdobie sa pohybuje od 19,22s - 18,97s.



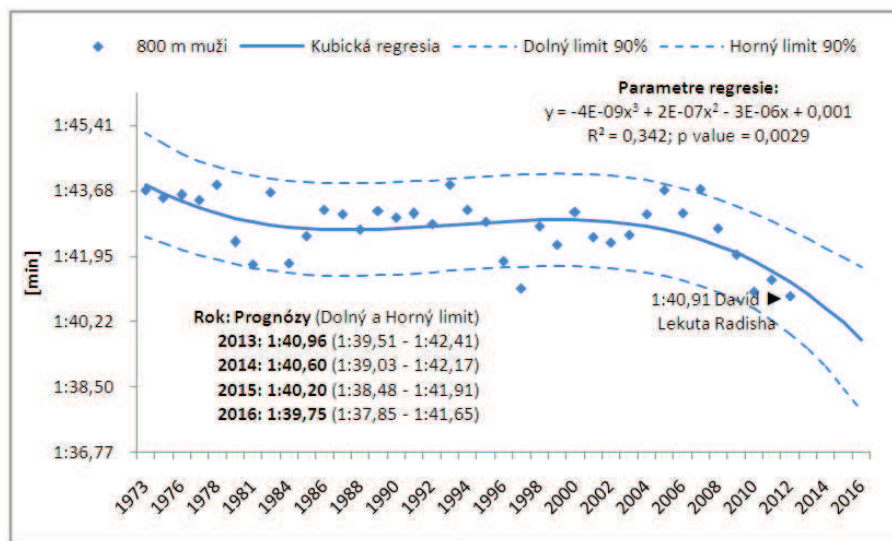
Obrázok 1. Trend vývoja a prognóza výkonnosti v behu na 200 m mužov.

Vývojový trend a prognózu v behu na **110 m prekážok** najlepšie vystihuje lineárna regresia (obr. 2, tab. 2), pričom dosahuje vysoké parametre indexu determinácie  $R^2 = 0,767$ . Sklon regresnej priamky je štatisticky významný na  $p < 0,01$ . V nasledovnom období 4 rokov predpovedáme s 90 % pravdepodobnosťou výkonnosť na úrovni 13,00s - 12,58s, pričom prognóza na toto obdobie sa pohybuje od 12,81s - 12,77s.



Obrázok 2. Trend vývoja a prognóza výkonnosti v behu na 110m prekážok mužov.

Vývojový trend výkonnosti najlepších svetových výkonov v behu na **800 m** najlepšie vystihuje kubická regresia (obr. 3, tab. 2). Parametre indexu determinácie  $R^2 = 0,342$  sú nízke vzhľadom na vysokú variabilitu výkonnosti časového radu od roku 1973. Sklon regresnej priamky je štatisticky významný na  $p < 0,01$ . V období rokov 2013-2016 predpovedáme s 90% pravdepodobnosťou výkonnosť na úrovni 1:41,65 - 1:37,85 min, pričom prognóza na toto obdobie sa pohybuje od 1:40,96 - 1:39,75 min.



Obrázok 3. Trend vývoja a prognóza výkonnosti v behu na 800 m mužov.

Dosiahnutie, resp. prekonanie konečných limitov uvádzaných autormi Berthelot et al. (2010), očakávame do roku 2016 iba v behu na 200 m a 800 m (tabuľka 1 a 2). Reálnosť dosiahnutia výkonov je vysoko pravdepodobná vzhľadom k intraindividuálnym výkonom dosahovaných atlétmi v roku 2012. Jedná sa o držiteľov svetových rekordov v behu na 200 m Usaima Bolta (19,19s) a v behu na 800 m David Lekuta Radisha (1:40,91 min).

Do roku 2016 by takto bolo dosiahnutých, resp. prekonaných 8 hraničných limitov mužskej atletickej výkonnosti (100m, 200m, 800m, štafeta 4x100m, chôdza na 20 km a 50 km, resp. skok o žrdi a skok do diaľky) z celkového počtu 23 uvádzaných atletických disciplín.

**Tabuľka 2.** Prognóza najlepšej výkonnosti vo vybraných atletických disciplínach mužov do roku 2016, parametre regresných funkcií a aktuálny svetový rekord (WR).

Disciplíny muži	Prognóza	Interval spoľahlivosti (90%)		Parametre funkcie				WR
		Dolný limit	Horný limit	Krivka	R <sup>2</sup>	F	p-value	
<b>100 m (s)</b>	<b>9,59</b>	<b>9,45</b>	<b>9,74</b>	<b>Cubic</b>	<b>0,828</b>	<b>64,21</b>	<b>2,40E-15</b>	<b>9,58</b>
200 m (s)	18,97	18,50	19,44	Cubic	0,537	13,16	7,26E-06	19,19
<b>400 m (s)</b>	<b>43,77</b>	<b>43,12</b>	<b>44,42</b>	<b>Logarithmic</b>	<b>0,223</b>	<b>9,21</b>	<b>4,75E-03</b>	<b>43,18</b>
800 m (min)	1:39,75	1:37,85	1:41,65	Cubic	0,342	5,72	2,89E-03	1:40,91
<b>10 000 m (min)</b>	<b>26:41,31</b>	<b>26:13,65</b>	<b>27:08,97</b>	<b>Logarithmic</b>	<b>0,533</b>	<b>36,56</b>	<b>9,50E-07</b>	<b>26:17,53</b>
Maratón (h)	2:05:03	2:02:23	2:07:43	Logarithmic	0,885	449,65	5,27E-29	2:03:38
<b>20km chôdza (h)</b>	<b>1:17:36</b>	<b>1:16:31</b>	<b>1:18:40</b>	<b>Logarithmic</b>	<b>0,486</b>	<b>24,62</b>	<b>3,72E-05</b>	<b>1:16:43</b>
50km chôdza (h)	3:34:58	3:29:26	3:40:30	Quadratic	0,245	4,57	1,90E-02	3:34:14
<b>110m prekážok (s)</b>	<b>12,77</b>	<b>12,58</b>	<b>12,97</b>	<b>Linear</b>	<b>0,767</b>	<b>148,26</b>	<b>1,00E-02</b>	<b>12,80</b>
400m prekážok (s)	47,44	46,56	48,33	Cubic	0,525	17,81	1,00E-02	46,78
<b>Skok do výšky (m)</b>	<b>2,37</b>	<b>2,31</b>	<b>2,42</b>	<b>Cubic</b>	<b>0,747</b>	<b>37,48</b>	<b>1,94E-11</b>	<b>2,45</b>
Skok o žrdi (m)	5,96	5,72	6,19	Inverse	0,488	39,07	1,90E-07	6,14
<b>Skok do diaľky (cm)</b>	<b>8,56</b>	<b>8,26</b>	<b>8,88</b>	<b>S</b>	<b>0,201</b>	<b>12,80</b>	<b>7,71E-04</b>	<b>8,95</b>
Trojskok (m)	17,89	17,55	18,23	Logarithmic	0,441	32,40	1,19E-06	18,29
<b>Hod oštepom (m)</b>	<b>91,88</b>	<b>86,75</b>	<b>97,01</b>	<b>Linear</b>	<b>0,024</b>	<b>0,62</b>	<b>4,39E-01</b>	<b>98,48</b>
Hod diskom (m)	71,40	68,41	74,39	Linear	0,063	2,44	1,27E-01	74,08
<b>Hod kladivom (m)</b>	<b>83,27</b>	<b>79,69</b>	<b>86,85</b>	<b>Cubic</b>	<b>0,768</b>	<b>41,96</b>	<b>3,85E-12</b>	<b>86,74</b>
Vrh guľou (m)	22,49	21,81	23,16	Logarithmic	0,469	40,74	7,70E-08	23,12
<b>Desaťboj (body)</b>	<b>8857</b>	<b>8602</b>	<b>9113</b>	<b>Logarithmic</b>	<b>0,499</b>	<b>38,84</b>	<b>2,47E-07</b>	<b>9039</b>

## 5. Závěry

V dnešnej dobe zaznamenávame progres výkonnosti v niektorých mužských atletických disciplínach. Dosiahnutie prognózovaných hraníc - limitov atletickej výkonnosti bolo zaznamenané v šprintérskych disciplínach (100m, 200m, štafeta 4x100m), skokanských disciplínach (skok do diaľky, skok o žrdi) a vytrvalostných chodeckých disciplínach (20km a 50km). V období nasledujúcich 4 rokov 2013-2016 môžeme očakávať zlepšenie hraníc atletickej výkonnosti a tým aj svetových rekordov v disciplínach 200m, 800 m a 110m prekážok.

Neustále posúvanie hraníc atletickej výkonnosti a dlhodobé prognózy poukazujú na nevyčerpané fyziologické možnosti ľudského organizmu. Doposiaľ stanovené prognózy hraničnej výkonnosti vo vyššie spomínaných disciplínach sa s odstupom 3 rokov ukazujú ako prekonané - nespoľahlivé. Vyžadujú si opätovné prehodnotenie výkonnostného trendu a stanovenie nových prognóz, resp. konečných limitov atletickej výkonnosti.

Dlhodobé prognózovanie vyžaduje neustálu spätnoväzobnú evaluáciu a spresňovanie očakávaných hodnôt. Vyššiu presnosť očakávaných hodnôt je možné dosiahnuť prostredníctvom kombinácie metód modelovania trendu a intuitívnych metód pri krátkodobých prognózach.

## 6. Literatúra

- [1] BENCZENLEITNER, O., VÁGÓ, B., GÁL, É., KOVÁCS, E., CZÚCZ, A., PAKSI, J. & SZALMA, L. 2012. Performance Alterations of Man Hammer Throwing Between 1980-2011. In *Studia Educatio Artis Gymnasticae*. LVII, No. 2 / 2012, pp. 3-15
- [2] BERTHELOT, G., THIBAUT, V., TAFFLET, M., ESCOLANO, S., EL HELOU, N., JOUVEN, X., HERMINE, O. & TOUSSAINT, J.F. 2008. The Citius End: World Records Progression Announces the Completion of a Brief Ultra-Physiological Quest. *PLoS ONE* 3(2): e1552. doi:10.1371/journal.pone.0001552.

- [3] BERTHELOT, G., TAFFLET, M., EL HELOU, N., LEN, S., ESCOLANO, S. et al. 2010. Athlete Atypicality on the Edge of Human Achievement: Performances Stagnate after the Last Peak, in 1988. PLoS ONE 5(1): e8800. doi:10.1371/journal.pone.0008800
- [4] BERTHELOT, G., LEN, S., HELLARD, P., TAFFLET, M., GUILLAUME, M., VOLLMER, J.C., GAGER, B. QUINQUIS, L., MARC, A & TOUSSAINT, J.F. 2012. Exponential growth combined with exponential decline explains lifetime performance evolution in individual and human species. AGE (2012) 34:1001–1009. DOI 10.1007/s11357-011-9274-9
- [5] BROŽÁNI, J. 2012a. Aké mužské atletické výkony môžeme očakávať v londýnskom olympijskom cykle 2012? In: Pedagogická kinantropologie. Brno : Tribun EU, 2012. ISBN 978-80-263-0248-3. S. 115-122.
- [6] BROŽÁNI, J. 2012b. Aké ženské atletické výkony môžeme očakávať v Londýnskom olympijskom cykle 2012. In Exercitatio Corpolis Motus Salus : Slovak journal of sports science. ISSN 1337-7310. Roč. 4. č. 1 (2012) s. 119-127.
- [7] DAPENA, J., GUTIERREZ-DAVILA, M., SOTO, V. & ROJAS, F. 2003. Prediction of distance in hammer throwing. Journal of Sports Sciences. 21: 21-28.
- [8] DENNY, M. W. 2008. Limits to running speed in dogs, horses and humans. Journal of Experimental Biology, Vol. 211, pp. 3836-3849.
- [9] DICKWACH, H. & SCHEIBE. 1993. Performance developments in the throwing events. New Studies in Athletics. 8: 51-59.
- [10] GEMBRIS, D., TAYLOR, J. G. & SUTER, D. 2007. Evolution of Athletic Records: Statistical Effects versus Real Improvements. Journal of Applied Statistics, Vol. 34, No. 5, 529–545, July 2007
- [11] EINMAHL, J. H. J. & MAGNUS, J. R. 2008. Records in athletics through extreme-value theory, Journal of the American Statistical Association, Vol. 103, No. 484, pp. 1382-1391.
- [12] HAMMOND, J. & BISHOP, D. 2008. Trends in Olympic and Commonwealth games records for throwing events. In: 9th Australasian Conference on Mathematics and Computers. Lincoln University : New South Wales. Dostupné na webe: [http://eprints.lincoln.ac.uk/3727/1/Conference\\_Article\\_D\\_Bishop.pdf](http://eprints.lincoln.ac.uk/3727/1/Conference_Article_D_Bishop.pdf)
- [13] KARP, J. R. 2006. The limits of running performance. New Studies in Athletics, 2006, (3), 51-56.
- [14] KOVÁŘ, K. 2007. Prognóza vývoje výkonnosti ve vybraných atletických disciplínách na období 2008-2016. Dizertačná práca. Praha : UK, 2007.
- [15] KUPER, G. H. & STERKEN, E. 2006. Modelling the development of world records in running, CCSO Working Papers – CCSO Centre for Economic Research. Groningen : University of Groningen, 4/2006. s.1-16.
- [16] LIPPI, G., BANDI, G., FAVALORO, E.J., RITTWEGER, J., & MAFFULLI, N. 2008. Updates on improvement of human athletic performance: focus on world records in athletics. Oxford Journals Medicine British Medical Bulletin, vol. 87, no. 1, p. 7-15.
- [17] NOUBARY-DARGAHI, R. G. 2006. Some Statistical Methods for Prediction of Athletics Record. In Journal of Statistical Research of Iran, (2006); Vol. 3 Iss. 1, p. 23-46.
- [18] PÉRONNET, F. & THIBAUT, G. 1989. Mathematical analysis of running performance and world running records. Journal of Applied Physiology. 67(1):453-465.
- [19] RADICCHI, F. 2012. Universality, Limits and Predictability of Gold-Medal Performances at the Olympic Games. In Plos One. eISSN-1932-6203, (2012), Vol 7. Iss. 7, p. 1-8.
- [20] RYDER, W. H, CARR, H.J. & HERGET, P. 1976. Future performance in footracing. Sci. Am. 234: 109-119.



- [21] MORTON, R.H. 1983. The supreme runner: what evidence now? Austr. Journal Sport. Sci. 3: 7-10.
- [22] TILINGER, P. 2004. Prognózování vývoje výkonnosti ve sportu. Praha : Karolinum, 2004, 167 s.
- [23] THIBAUT, V., GUILLAUME, M., BERTHELOT, G., EL HELOU, N., SCHAAL, K., QUINQUIS, L., NASSIF, H., TAFFLET, M., ESCOLANO, S., HERMINE, O. & TOUSSAINT, F. 2010. Women and men sport performance : The gender gap has not evolved since 1983. In Journal of Sports Science and Medicine (2010) 9, 2014-223.
- [24] YU SANG, CH. & SEUNG JIN, B. 2011. Limit to Improvement in Running and Swimming International Journal of Applied Management Science, Vol. 3, pp. 97-120, 2011.

*Príspevok je súčasťou grantu MŠ SR VEGA1/0248/11: Broďáni, J. a kol.: Prognóza svetových výkonov v mužských a ženských atletických disciplínach do OH 2012 v Londýne. KTVŠ PF UKF Nitra, Riešené 2011-2013.*

**Adresa autora:**

Jaroslav Broďáni, doc. PaedDr. PhD.  
KTVŠ PF UKF Nitra  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
jbrodani@ukf.sk

## Vliv finanční krize na účinnost monetární politiky Slovenska Influence of the financial crisis on the Slovak monetary policy effectiveness

Anna Dobešová, Tomáš Vaněk, David Hampel

**Abstract:** The article deals with monetary policy in the Slovak Republic and the influence of an entry into the Eurozone on its performance. The entry into the monetary union amends the monetary rules and behaviour of economic entities in the Slovak Republic. At the same time, however, the financial crisis appeared. The crisis may significantly change the structure of the economy and affect the effectiveness of the monetary policy. Therefore, a comparison is made with the Czech Republic, a similar economy with its own currency. By this way it is possible to demonstrate the simple effects of the financial crisis. It is also possible to discuss what impact the introduction of the euro in the Czech Republic might have. The calculation is performed using a Bayesian VAR models, which removes some of the deficiencies of classical VAR models.

**Abstrakt:** Článek se zabývá monetární politikou na Slovensku a vlivem, který na její vykonávání měl vstup do eurozóny. Vstup do měnové unie znamenal změnu monetárních pravidel a chování ekonomických subjektů na Slovensku. Ve stejné době však propukla i finanční krize. Krize může taktéž významně pozměnit strukturu ekonomiky a ovlivnit účinnost měnové politiky. Proto je provedeno srovnání s Českou republikou, podobnou ekonomikou s vlastní měnou, na níž je možné demonstrovat prosté dopady finanční krize. Je též možné diskutovat, jaké dopady by zavedení eura mohlo na Českou republiku mít. Výpočet je proveden pomocí bayesiánských VAR modelů, které odstraňují některé nedostatky klasických VAR modelů.

**Key words:** BVAR model, Financial crisis, Monetary policy.

**Klíčové slová:** BVAR model, finanční krize, menová politika.

**JEL classification:** C32, E31, E43

### Úvod

Tento článek se zabývá cílováním inflace v České a Slovenské republice a jeho efektivností za současných podmínek. Jedná se o dvě relativně podobné ekonomiky, z nichž jedna přijala společnou evropskou měnu a druhá si prozatím ponechala měnu vlastní. Účinnost monetární politiky může být závažně ovlivněna i finanční krizí, která je schopna pozměnit strukturu ekonomiky i samotné rozhodování centrálních bank. Změny v transmisním mechanismu jsou zkoumány pomocí analýzy impulzních odezev získaných pomocí bayesiánských VAR modelů.

Hlavním cílem centrálních bank obou zemí je udržení cenové stability na trhu statků a služeb. Předpokladem je, že pouze skrze stabilní cenovou hladinu může být dosaženo udržitelného ekonomického pokroku. Je stanoven inflační cíl a ten je porovnávám se střednědobou inflační prognózou. Na základě odchylek prognózy od cíle jsou stanovovány opatření centrální banky, z nichž nejvýznamnější je nastavení tzv. klíčové úrokové míry. Měnová politika nemá přímý vliv na svůj inflační cíl. Klíčová úroková míra by měla způsobit kauzální změny na zprostředkujících trzích a ty by měly dále ovlivnit cenovou hladinu v požadovaném směru. Tento proces se nazývá transmisní mechanismus. Ekonomická teorie se však neshoduje v názorech na to, jak přesně transmisní mechanismus funguje. Všeobecně přijímané paradigma je neoklasické, dle kterého má centrální banka stěžejní roli při ovlivňování ekonomické aktivity.

Režim cílování inflace byl na Slovensku přijat v roce 2000, v České republice v roce 1998. Slovensko postupně harmonizovalo nástroje své měnové politiky s ECB, až v roce 2009 vstoupilo do měnové unie.

Pro zkoumání účinnosti transmisního mechanismu jsou vhodné VAR modely. V tomto článku jsou sestaveny bayesiánské VAR modely rozdělené do submodelů pro období před krizí (resp. před přijetím společné měny) a během krize.

## 1. Data a použité metody

Do modelů jsou zahrnuty tři proměnné: míra inflace  $P$ , mezibankovní úroková míra  $IR$  a klíčová sazba centrální banky  $BR$ . Zahrnuta jsou měsíční pozorování od ledna 2002 do února 2013. Ačkoli HDP nebo měnové agregáty bývají obvyklou součástí výzkumů měnové politiky, nejsou dostupné měsíčně, a proto je do modelů nezahrnujeme – což by ale nemělo výsledky z VAR systémů ovlivnit v negativním smyslu (Walsh, 2010).

První proměnnou je míra inflace  $P$  vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku. Zdrojem dat byly národní statistické úřady. Proměnná  $IR$  je tříměsíční mezibankovní úroková míra uveřejňována centrálními bankami. Na Slovensku došlo v lednu 2009 k přechodu z BRIBORu na EURIBOR. Ve stejné době se změnila i klíčová míra centrální banky ze sazby NBS pro dvouletý repo tendry na main refinancing rate ECB.

Zlom ve vývoji inflace byl stanoven na říjen 2008 pomocí Chowova testu. V té době se započala finanční krize. Výsledky modelů po tomto datu je možné rozšířit i na vstup Slovenska do eurozóny v lednu 2009 (rozdíl tří měsíců má na výsledky minimální vliv).

VAR( $p$ ) model o  $m$  proměnných a  $T$  pozorováních můžeme zapsat takto:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad (1)$$

kde  $\mathbf{y}_t$  pro  $t \in \langle 1; T \rangle$  je  $m \times 1$  vektor pozorování  $m$  proměnných (se zpožděním  $p$ ) v čase  $t$ ,  $\mathbf{a}$  je  $m \times 1$  vektor úrovnových konstant,  $\mathbf{A}_i$  je  $m \times m$  matice koeficientů a  $\boldsymbol{\epsilon}_t$  je  $m \times 1$  vektor chybových členů. Předpokládá se, že  $\boldsymbol{\epsilon}_t$  je i.i.d. a  $\boldsymbol{\epsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$ . Pokud zapíšeme  $\mathbf{x}_t = (1, \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-p})$  a dále

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_T \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_T \end{pmatrix}, \quad \mathbf{A} = \begin{pmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{A}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_T \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\epsilon} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_1 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\epsilon}_T \end{pmatrix}, \quad (2)$$

rovnici (1) můžeme přepsat do následujícího tvaru:

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I}_m \otimes \mathbf{X})\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad (3)$$

přičemž  $\boldsymbol{\alpha} = \text{vec}(\mathbf{A})$ , což je vektor, který sdružuje všechny koeficienty (a úrovnové konstanty) VAR modelu do jednoho vektoru a  $\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma} \otimes \mathbf{I}_T)$ .

Bayesiánský přístup na rozdíl od „klasického“ přístupu chápe parametry jako náhodné veličiny. Pokud označíme vektor nebo matici dat jako  $\mathbf{y}$  a vektor nebo matici parametrů jako  $\boldsymbol{\theta}$ , můžeme psát

$$p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) \propto p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})p(\boldsymbol{\theta}), \quad (4)$$

kde  $p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$  je posteriorní hustota,  $p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$  je věrohodnostní funkce a  $p(\boldsymbol{\theta})$  je apriorní hustota. Věrohodnostní funkci lze chápat jako proces, kterým jsou data generována. Apriorní hustota reprezentuje informaci o parametrech  $\boldsymbol{\theta}$ , která je nezávislá na datech. Bodový odhad parametrů  $\boldsymbol{\theta}$  se zpravidla odvozuje jako posteriorní střední hodnota z posteriorní hustoty.

Mezi nejpopulárnější neinformativní apriorní hustoty, které se v souvislosti s BVAR modely používají, patří tzv. difúzní apriorní hustota. Ta představuje konstantní apriorní



hustotu pro  $\alpha$  a Jeffreysovou apriorní hustotu<sup>1</sup> pro  $\Sigma$  (viz např. Ni, Sun (2004) a (2005)). BVAR model za použití neinformativní apriorní hustoty podává výsledky velmi podobné výsledkům „klasického“ VAR modelu. Neinformativní apriorní hustotu lze tedy chápat jako předěl mezi bayesiánským a „klasickým“ přístupem.

Littermanova apriorní hustota (Minnesota prior)<sup>2</sup> je založena na nahrazení kovarianční matice  $\Sigma$  (o které se předpokládá, že je diagonální) jejím odhadem  $\hat{\Sigma}$ . V tomto případě je každá rovnice VAR modelu odhadnuta samostatně a můžeme nastavit  $\sigma_{ii}^2 = s_i^2$ , přičemž  $s_i^2$  je odhad chybového rozptylu v  $i$ -té rovnici metodou nejmenších čtverců a  $\sigma_{ii}^2$  je  $ii$ -tý prvek  $\hat{\Sigma}$ . Tato technika zajišťuje vysokou flexibilitu při volbě apriorní hustoty a také to, že bude k dispozici analytické řešení posteriorní hustoty. Co se týče apriorní hustoty pro parametry  $\alpha$ , předpokládá se, že  $\alpha \sim N(\underline{\alpha}, \underline{V})$ . Pokud se pracuje se stacionárními časovými řadami, je vhodné nastavit všechny prvky  $\underline{\alpha}$  rovny nule. Pokud se pracuje s nestacionárními časovými řadami, Littermanova apriorní hustota používá takovou apriorní střední hodnotu, podle které se jednotlivé proměnné chovají jako procesy náhodné procházky. V tomto případě je vhodné nastavit prvky  $\underline{\alpha}$  obdobně jako v předchozím případě, kromě prvků odpovídajících prvnímu zpoždění závisle proměnné v každé rovnici – ty je vhodné nastavit na hodnotu jedna (Koop, Korobilis, 2010). Existují však různé variace – například podle Karlssona (2012) je možné v případě stacionárních časových řad, o kterých se předpokládá, že jsou relativně perzistentní, nastavit apriorní střední hodnoty u prvního zpoždění závisle proměnné v každé rovnici na hodnotu o něco nižší než 1 (např. 0,9). Tento postup využijeme i v tomto článku.

V případě použití Littermanovy apriorní hustoty se předpokládá, že apriorní kovarianční matice  $\underline{V}$  je diagonální. Implementace poté vypadá následovně:

$$\underline{V}_{i,jj} = \begin{cases} \frac{a_1}{r^2} & \text{pro koeficienty zpoždění } r \text{ proměnné } j = i \text{ pro } r \in \langle 1; p \rangle, \\ \frac{a_2 \sigma_{ii}^2}{r^2 \sigma_{jj}^2} & \text{pro koeficienty zpoždění } r \text{ proměnné } j \neq i \text{ pro } r \in \langle 1; p \rangle, \\ \underline{a}_3 \sigma_{ii}^2 & \text{pro koeficienty exogenních proměnných (konstanty)}. \end{cases} \quad (5)$$

Velkou výhodou Littermanovy apriorní hustoty je to, že výpočet posteriorní hustoty zahrnuje pouze normální rozdělení. Platí tedy  $\alpha | \mathbf{y} \sim N(\bar{\alpha}, \bar{V})$ , přičemž  $\bar{\alpha}$  a  $\bar{V}$  mají podobu

$$\bar{V} = [\underline{V}^{-1} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes (\mathbf{X}'\mathbf{X}))]^{-1}, \quad \bar{\alpha} = \bar{V}[\underline{V}^{-1}\underline{\alpha} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{X})'\mathbf{y}]. \quad (6)$$

Při „klasickém“ přístupu jsou nevýznamná zpoždění z modelu odstraněna zpravidla s využitím  $t$ -testů či podobných technik. Naproti tomu Littermanova apriorní hustota v rámci bayesiánského přístupu implementuje restriktce flexibilnějším způsobem – přiřazuje koeficientům VAR modelu pravděpodobnostní rozdělení (Canova, 2007).

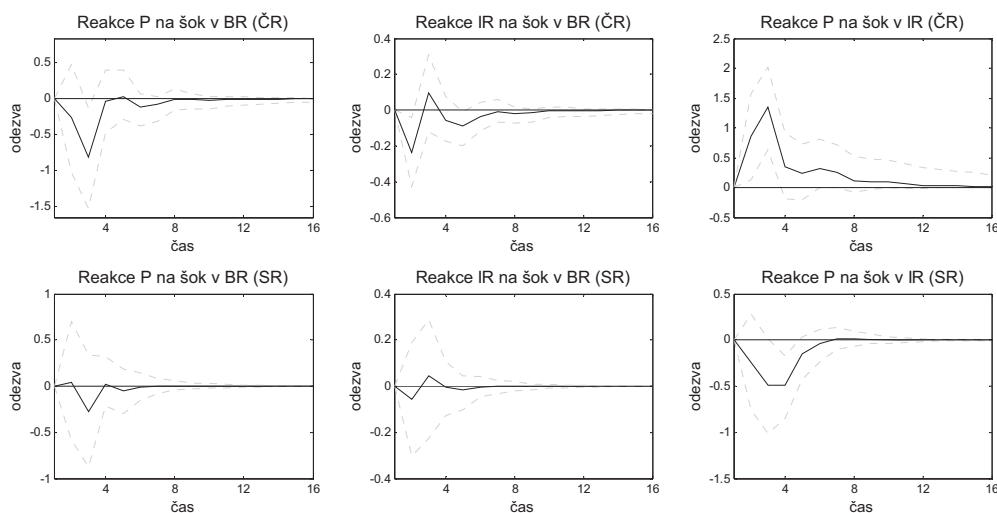
## 2. Výsledky

Při pohledu na grafy reprezentující impulzní odezvy před krizí za použití Littermanovy apriorní hustoty (Obr. 1) lze spatřit, že při pozitivním monetárním šoku v BR lze v případě ČR i SR docházet k počátečnímu poklesu a následnému růstu IR. V SR tato reakce probíhá s nižší amplitudou oscilace. Tento průběh neodpovídá teoretickému předpokladu. V případě reakce P na šok v BR lze u obou států sledovat pokles – u ČR větší, u SR relativně menší. Přestože u SR lze spatřit počáteční velmi mírný růst, dá se říci, že celková reakce je v souladu s předpokladem. Naprosto opačný vývoj při porovnání ČR a SR lze pozorovat v případě reakce P na šok v IR, kde v případě ČR sledujeme prudký růst, zatímco v případě SR pokles.

<sup>1</sup> Jeffreysova apriorní hustota je proporcionální odmocnině determinantu Fisherovy informační matice.

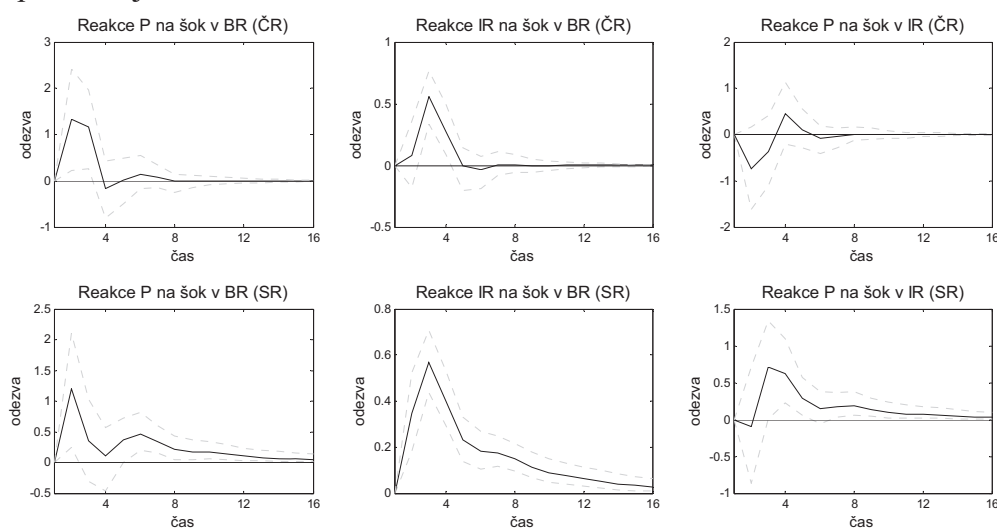
<sup>2</sup> Tento druh apriorní hustoty použili poprvé v polovině 80. let výzkumníci z University of Minnesota a Federal Reserve Bank of Minneapolis, konkrétně Doan, Litterman a Sims.

V této situaci odpovídá teoretickému předpokladu pouze reakce u SR. Dodejme ještě, že v případě ČR je obnovování rovnováhy relativně pozvolnější.



**Obr. 1: Grafy funkcí odezev před krizí za použití Littermanovy apriorní hustoty**

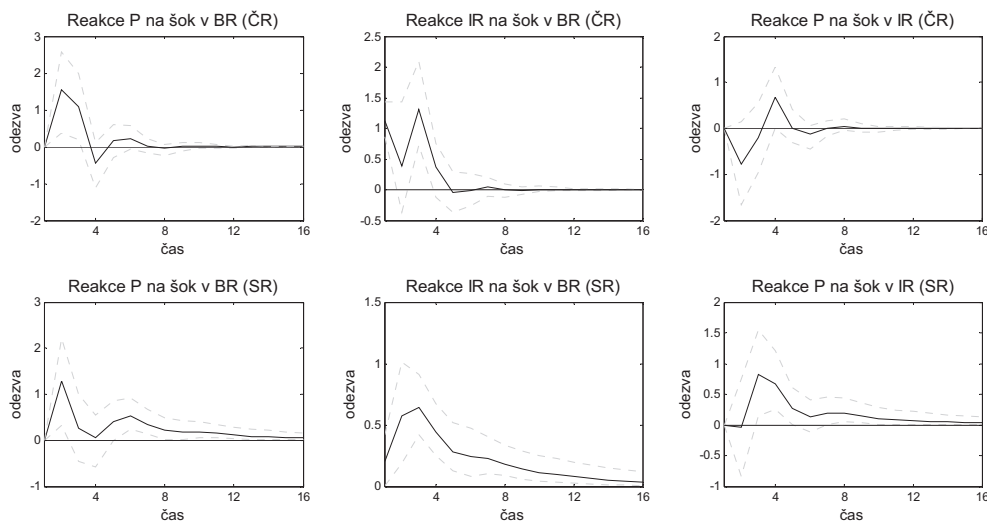
Protože jsou v situaci před krizí výsledky velmi podobné za použití obou apriorních hustot, grafy za použití neinformativní apriorní hustoty zde uvádět nebudeme. Jediným výraznějším rozdílem jsou větší amplitudy oscilace v případě reakce IR na šok v BR u obou států. Z grafů impulzních odezev po začátku krize za použití Littermanovy apriorní hustoty (Obr. 2) můžeme oproti situaci před krizí sledovat velké změny. Při pozitivním monetárním šoku lze v případě obou států spatřit pozitivní reakci IR (s podobnou amplitudou), což je v souladu s teoretickým předpokladem. Ten samý vývoj – tedy počáteční růst – lze sledovat i v případě reakce P na šok v BR (opět s podobnou amplitudou), což v souladu s předpokladem není. Rozdílný vývoj u obou států lze – stejně jako v situaci před krizí – pozorovat u reakce P na šok v IR, tentokrát však s opačnými směry. Zatímco u ČR nastává počáteční pokles, což koresponduje s teoretickým předpokladem, v případě SR je reakce (při abstrahování od počátečního velmi malého poklesu) pozitivní, což v souladu s teoretickým předpokladem není. Co se týče obnovování rovnováhy v situaci po krizi, tentokrát probíhá relativně pozvolněji u SR.



**Obr. 2: Grafy funkcí odezev během krize za použití Littermanovy apriorní hustoty**

Pokud se podíváme na grafy impulzních odezev v situaci po krizi za použití neinformativní apriorní hustoty (Obr. 3), můžeme spatřit několik menších rozdílů. V případě

reakce IR na šok v BR u ČR můžeme na rozdíl od výsledků za použití Littermanovy apriorní hustoty sledovat počáteční pokles. Celkový trend reakce lze však označit za pozitivní, což je také v souladu s teoretickým předpokladem.



**Obr. 3: Grafy funkcí odezev během krize za použití neinformativní apriorní hustoty**

### 3. Diskuze

Získané výsledky jsou relativně shodné s výsledky dosaženými pomocí „klasických“ VAR modelů. Některé výsledky, jež jsou v rozporu s ekonomickou teorií, lze přičíst na vrub nedostatkům použitých modelů. Před začátkem krize reagovala inflace v České republice ve správném směru na monetární šok, ale v nesprávném směru na šok v mezibankovní úrokové míře. Tato nelogická skutečnost může být způsobena nízkým řádem modelu, který nedovoluje správný směr působení. Podobný jev je možné diskutovat i u první části transmisního kanálu, vlivu BR na IR. Je tedy možné v hrubých rysech tvrdit, že před krizí působení monetární politiky na inflaci v období před krizí mohlo být účinné.

„Špatný“ směr reakce inflace na šok v BR v České republice během krize může být způsoben faktem, že BR je v České republice nastavena na úroveň technické nuly. Slovensko však již na monetární šok odpovídá v nesprávném směru ve všech případech. To vede k domněnce, že neefektivní monetární politika na Slovensku je způsobena právě vstupem do měnové unie a nepřilíhš účinným ovlivňováním slovenské inflace Evropskou centrální bankou. Dále lze na základě zcela odlišných výsledků pro Českou republiku během krize usuzovat, že zavedení společné měny v současné době, by pravděpodobně nemělo požadované výsledky a nevedlo by k dostatečně účinné stabilizační měnové politice.

Celkově je možno vyvodit, že inflace se velice špatně modeluje, což je v souladu s dosavadními zjištěními jiných autorů (např. Christiano, Eichenbaum, Evans, 1998). Monetární politika je oblastí rychle se vyvíjející a dosud pro ni neexistuje ucelená teorie. Nedají se s úspěchem najít ani vztahy, které by v dlouhém období platily pro všechny země a všechna období. Například stěžejní myšlenka celé politiky, že nízká inflace vede ke stabilnímu pokroku, nebyla dosud potvrzena (Walsh, 2010). Náš závěr, že výsledkem není jasná transmise od monetární politiky k cenám, odpovídá i výsledkům jiných studií (EFN, 2004; Ganeev et al., 2002). Přestože však nebyly zjištěny jasné a stabilní účinky monetární politiky na inflaci, neznamená to, že by monetární politika neměla smysl. Stále může ovlivňovat způsob, jakým míra inflace reaguje na jiné cenotvorné faktory, což je oblastí málo prozkoumanou. To by mělo být předmětem našich dalších výzkumů.

#### 4. Závěr

Tento článek se zabývá účinností monetární politiky v režimu cílování inflace na Slovensku a v České republice. Provádění měnové politiky může být významně ovlivněno současnou finanční krizí a v stupem do měnové unie v případě Slovenska. Proto jsou data rozdělena pro období před krizí (a přijetím eura) a během krize. Výsledky jsou porovnány pro obě země. Pro sestavení reakčních funkcí byl použit BVAR model.

Ani před krizí, ani po krizi nebyly u obou států zároveň všechny sledované reakce v souladu s teoretickými předpoklady. Navíc jsme mohli sledovat velké rozdíly v reakcích před i po krizi. Z tohoto hlediska lze konstatovat, že krize ovlivnila účinnost monetární politiky, kterou v tomto směru vzhledem k uvedeným skutečnostem za spolehlivou označit nemůžeme. Ze srovnání modelů pro Slovensko a Českou republiku je možno vyvodit, že přijetí společné měny na Slovensku mělo významný vliv na účinné udržování stabilní měny, a to v negativním smyslu. Od počátku krize reaguje inflace na Slovensku na šoky v evropských úrokových mírách v rozporu s teorií a potvrzen byl pouze „poloviční“ transmisní mechanismus od úrokové míry centrální banky k EURIBORu. Je možno dovozovat, že pokud by za současných podmínek byla zavedena společná měnová politika v České republice, taktéž by nemusela být účinná.

#### 5. Literatura

- [1] CANOVA, Fabio, 2007: *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton: Princeton University Press.
- [2] CHRISTIANO, Lawrence. J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles. L., 1998: Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In *Handbook of Macroeconomics*, ed. J. B. Taylor and M. Woodford. Vol. 1A, 65–148. Amsterdam: North-Holland.
- [3] European Forecasting Network (EFN), 2004: *The Euro Area and the Acceding Countries*. EFN Economic Outlook Spring Report 2004, Paris (available at [www.cepii.fr/anglaisgraph/publications/efn/efnspring2004/efnspring2004.htm](http://www.cepii.fr/anglaisgraph/publications/efn/efnspring2004/efnspring2004.htm)).
- [4] GANEV, Georgy; MOLNAR, Krisztina; RYBINSKI, Krzysztof; WOZNIAK, Przemyslaw, 2002: Transmission of Monetary Policy in Central and Eastern Europe. Report no. 52, Center for Social and Economic Research (CASE).
- [5] GEWEKE, John, 2005: *Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- [6] KARLSSON, Sune, 2012: *Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions*. Working Paper. Örebro University.
- [7] KOOP, Gary; KOROBILIS, Dimitris, 2010: *Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics*. Boston: Now Publishers.
- [8] NI, Shawn; SUN, Dongchu, 2004: Bayesian Analysis of Vector-Autoregressive Models with Noninformative Priors. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 2004, vol. 121, no. 2.
- [9] NI, Shawn; SUN, Dongchu, 2005: Bayesian Estimates for Vector Autoregressive Models. *Journal of Business & Economic Statistics*. vol. 23, no. 1.
- [10] WALSH, Carl E., 2010: *Monetary Theory and Policy*. Massachusetts: MIT.

Anna Dobešová, Bc. & Bc.  
 ÚSOV PEF MENDELU  
 Zemědělská 1, 613 00 Brno  
 xdobeso5@mendelu.cz

Tomáš Vaněk, Bc.  
 ÚSOV PEF MENDELU  
 Zemědělská 1, 613 00 Brno  
 xvanek7@mendelu.cz

David Hampel, Mgr. Ph.D.  
 ÚSOV PEF MENDELU  
 Zemědělská 1, 613 00 Brno  
 qqhampel@mendelu.cz

## Diagnostická pedagogická kompetencia učiteľov z pohľadu študentov Diagnostic pedagogical competence of teachers from the viewpoint of students

Radomíra Gregáňová, Eva Matejková

**Abstract:** In this paper we focus on diagnostic pedagogical competence of teachers from the viewpoint of the students via questionnaire survey at the Faculty of Economics and Management SUA in Nitra.

**Abstrakt:** V príspevku sme sa zamerali na vyhodnotenie diagnostickej pedagogickej kompetencie učiteľov z pohľadu študentov v dotazníkovom prieskume na Fakulte ekonomiky a manažmentu SPU v Nitre.

**Key words:** teachers, students, diagnostic pedagogical competence, questionnaire survey, relations

**Kľúčové slová:** učitelia, študenti, diagnostická pedagogická kompetencia, dotazníkový prieskum, závislosti

**JEL classification:** I21, C10

### Úvod

Učiteľ je jedným zo základných činiteľov výchovno-vzdelávacieho procesu, je jeho iniciátorom a organizátorom. Je to človek s určitými osobnostnými vlastnosťami, záujmami, názormi, schopnosťami a je to súčasne odborník s profesionálnymi vedomosťami, zručnosťami a návykmi. V procese vzdelávania má sústavne uplatňovať aktivity, ktoré rozvíjajú osobnostné kvality študentov. Pedagogické kompetencie sú v literatúre najčastejšie chápané ako účelové a cielené činnosti učiteľa, ktoré sú zamerané na riešenie pedagogických situácií. Pedagogické kompetencie predstavujú súhrn spôsobilostí, ktorými by mal byť vybavený učiteľ, aby mohol efektívne vyučovať, vychovávať i zdokonaľovať svoju pedagogickú činnosť, ktoré by mali byť utvárané a kultivované u študentov učiteľstva (Švec, 1999). Kľúčové kompetencie sú najdôležitejšie kompetencie z množiny kompetencií. Sú vhodné na riešenie celého radu väčšinou nepredvídateľných problémov, ktoré umožnia jedincovi úspešne sa vyrovnáť s rýchlymi zmenami v práci, osobnom a spoločenskom živote (Hrmo – Turek, 2003).

### 1. Charakteristika realizovaného dotazníkového prieskumu

Dotazníkový prieskum obsahoval názory študentov na kľúčové pedagogické kompetencie učiteľov sme realizovali na Fakulte ekonomiky a manažmentu Slovenskej poľnohospodárskej univerzity (FEM SPU) v Nitre v júni 2012. Vzorku tvorilo 50 respondentov prvého ročníka tejto školy. Náš prieskum bol zameraný na hodnotenie kľúčových pedagogických kompetencií učiteľov z pohľadu študentov. Z tohto prieskumu sme sa v príspevku zamerali len na hodnotenie diagnostickej pedagogickej kompetencie z pohľadu študentov. Cieľom skúmania je diagnostická pedagogická kompetencia učiteľov z pohľadu študentov v závislosti od pohlavia študentov a typu absolvovanej strednej školy. Diagnostická kompetencia učiteľov predstavuje validne, reliabilne, spravodlivo a objektívne hodnotiť učebné výkony študentov, zistiť ich postoje k učeniu, škole a k životu (Turek, 2009).

### 2. Výsledky dotazníkového prieskumu a ich analýza

Z metodologického hľadiska boli pri vyhodnotení prieskumu použité základné metódy deskriptívnej štatistiky a metóda merania asociácií. Existencia štatisticky významných vzťahov bola overovaná pomocou  $\chi^2$ -testu štvorcovej kontingencie. Štatistickú preukaznosť



vzťahov sme posudzovali na základe významnosti testovacej charakteristiky ( $p$ -hodnoty). Ak bola  $p$ -hodnota testovacej charakteristiky menšia než 0,05, tak bola závislosť medzi štatistickými znakmi potvrdená.

Štatistický softvér Statgraphics ponúka pri meraní sily štatistickej závislosti niekoľko mier tesnosti závislosti. Tesnosť závislosti bola overovaná pomocou koeficientu kontingencie a Cramerovho koeficientu. Obidve tieto miery sú založené na  $\chi^2$ -testovacej charakteristike. Nadobúdajú hodnoty z intervalu 0 až 1 (koeficient kontingencie sa k hodnote 1 len blíži, krajnú hodnotu 1 nikdy nenadobudne), pričom platí, že čím je hodnota koeficientu bližšia k 1, tým je závislosť silnejšia a opačne.

Cramerov koeficient je najznámejší kontingenčný koeficient. Cramerov koeficient predstavuje najvhodnejšiu mieru asociácie medzi dvoma porovnávanými štatistickými znakmi. Koeficient nadobúda hodnoty od 0 (žiadny vzťah) po 1 (dokonalý vzťah).

Hodnoty Cramerovho koeficienta

- medzi 0 a 0,3 signalizujú slabú závislosť medzi porovnávanými štatistickými znakmi,
- medzi 0,3 a 0,8 poukazujú na stredne silnú závislosť medzi porovnávanými štatistickými znakmi,
- medzi 0,8 a 1 sa klasifikujú ako silná závislosť medzi porovnávanými štatistickými znakmi (Pacáková a kol., 2009).

Vyhodnotenie jednotlivých otázok dotazníkového prieskumu bolo uskutočnené pomocou programu Microsoft Excel 2003 a štatistického softvéru Statgraphics.

Na úvod bola uskutočnená analýza vzorky respondentov, ktorí odpovedali na otázky, z pohľadu pohlavia (Tab. 1).

Tab. 1: Vzorka respondentov z pohľadu pohlavia

	<i>trieda</i>	<i>počet</i>	<i>%</i>
1	muž	19	38%
2	žena	31	62%

Zdroj: vlastný

Nasleduje analýza vzorky respondentov, ktorí odpovedali na otázky, z pohľadu typu absolvovanej strednej školy (Tab. 2). V tabuľku je znázornená štruktúra respondentov z pohľadu typu absolvovanej strednej školy.

Tab. 2: Vzorka respondentov z pohľadu typu absolvovanej strednej školy

	<i>trieda</i>	<i>počet</i>	<i>%</i>
1	gymnázium	17	34%
2	obchodná akadémia	23	46%
3	hotelová akadémia	3	6%
4	stredná odborná škola	2	4%
5	stredná priemyselná škola elektrotechnická	2	4%
6	neuvedené	3	6%

Zdroj: vlastný



Diagnostická kompetencia učiteľov v sebe zahŕňa hlavne objektívne hodnotenie a klasifikáciu študentov. 74 % respondentov v otázke „Pri hodnotení Vášho výkonu sú učitelia objektívni?“ považuje učiteľov za priemerne objektívnych, 22 % respondentov považuje učiteľa za vždy objektívneho a 4 % respondentov považuje učiteľa za málo objektívneho (Tab. 3).

Tab. 3: Analýza odpovedí študentov na uvedenú otázku

	<i>Trieda</i>	<i>počet</i>	<i>%</i>
1	vždy objektívny	11	22%
2	priemerne objektívny	37	74%
3	málo objektívny	2	4%

Zdroj: vlastný

Existencia štatisticky významnej závislosti bola potvrdená v prípade asociácie uvedenej otázky s pohlavím študentov a aj typom absolvovanej strednej školy študentov (Tab. 4).

Tab. 4: Výsledky testovania existencie a tesnosti závislostí medzi sledovanými znakmi

Otázka	<i>p</i> -hodnota testovanej charakteristiky $\chi^2$ -testu a stanovenie závislosti medzi porovnávanými štatistickými znakmi	Koeficient kontingencie	Cramerov koeficient
Pohlavie	0,0219 – áno	0,3641	0,3910
Škola	0,0277 – áno	0,5362	0,4491

Zdroj: vlastný

Ďalej nasleduje skúmanie existencie štatisticky významnej závislosti bola potvrdená v prípade asociácie otázky: „Pri hodnotení Vášho výkonu sú učitelia objektívni?“ s pohlavím študentov (Tab. 5).

Tab. 5: Vyhodnotenie odpovedí na uvedenú otázku v závislosti od pohlavia študentov

	vždy objektívny	Priemerne objektívny	málo objektívny	spolu
muž	16,00%	20,00%	2,00%	38,00%
žena	6,00%	54,00%	2,00%	62,00%
spolu	22,00%	74,00%	4,00%	100,00%

Zdroj: vlastný

Existencia štatisticky významnej závislosti bola potvrdená v prípade asociácie uvedenej otázky: „Pri hodnotení Vášho výkonu sú učitelia objektívni?“ s typom absolvovanej strednej školy študentov (Tab. 6).

Tab. 6: Vyhodnotenie odpovedí na uvedenú otázku v závislosti od absolvovanej strednej školy študentov

	vždy objektívny	priemerne objektívny	málo objektívny	spolu
gymnázium	6,00%	28,00%	0,00%	34,00%
obchodná akadémia	8,00%	36,00%	2,00%	46,00%
hotelová akadémia	2,00%	4,00%	0,00%	6,00%
stredná odborná škola	0,00%	2,00%	2,00%	4,00%
stredná priemyselná škola elektrotechnická	4,00%	0,00%	0,00%	4,00%
neuvedené	2,00%	4,00%	0,00%	6,00%
spolu	22,00%	74,00%	4,00%	100,00%

Zdroj: vlastný

### 3. Záver

Diagnostické pedagogické kompetencie učiteľov predstavujú zručnosti nevyhnutné pre objektívne zisťovanie úrovne a hodnotenie výsledkov edukačných procesov (Spilková, 1996). Pre študentov je veľmi dôležité spravodlivo a objektívne hodnotiť ich učebné výkony. Študenti požadujú od učiteľa empatický prístup, teda schopnosť vcítiť sa do momentálneho stavu študenta. Ďalej by učiteľ mal byť prirodzený a priateľský, s humanistickým prístupom k študentovi. Je zdôrazňovaný nedirektívny štýl učiteľovej práce, ktorý by mala sprevádzať väčšia tolerancia, rešpektovanie individuálnych osobitostí študentov, schopnosť brať ich vážne, aj keď ich názory niekedy nie sú celkom správne a mať porozumenie pre ich prípadné omyly (Gregáňová, Országhová, 2007). Preto diagnostické pedagogické kompetencie učiteľov sú pre študentov veľmi dôležité a má zmysel sa nimi zaoberať.

Na základe výsledkov dotazníkového prieskumu z odpovedí študentov na otázku: „Pri hodnotení Vášho výkonu sú učelia objektívni?“ vyplýva, že 74 % študentov považuje svojich učiteľov za priemerne objektívnych a 22 % študentov hodnotí učiteľov ako vždy objektívnych.

Zo skúmania štatisticky významných závislostí vyplynuli nasledujúce uzávery:

- existuje závislosť medzi diagnostickou kompetenciou učiteľov a pohlavím študentov, 60 % študentiek považuje svojich učiteľov za vždy až priemerne objektívnych,
- existuje závislosť medzi diagnostickou kompetenciou učiteľov a typom absolvovanej strednej školy študentov, 44 % študentov obchodných akadémií a 34 % študentov gymnázií považuje svojich učiteľov za vždy až priemerne objektívnych.

Z vyhodnotenia dotazníkového prieskumu vyplynuli pre diagnostickú pedagogickú kompetenciu učiteľov nasledujúce odporúčania študentov pre učiteľov a ich prácu:

- prejavovať uznanie a úprimné nadšenie z práce študentov na vyučovacích hodinách, hodnotiť ich za to, čo vedia a nie za to, čo nevedia,
- nezabúdať na dodržiavanie spoločne stanovených pravidiel hodnotenia za každých okolností,
- dôležité je mať na pamäti, že každý učiteľ bol tiež študentom a svojho učiteľa vnímal tak isto, ako je on teraz vnímaný a hodnotený svojimi študentmi.

#### 4. Literatúra

- [1]HRMO, R., TUREK, I. 2003. Klúčové kompetencie I. Bratislava: STU, 2003. 178 s. ISBN 80-227-1881-5.
- [2]GREGÁŇOVÁ, R., ORSZÁGHOVÁ, D. 2007. K novým kompetenciám učiteľa matematiky v kontexte elektronického vzdelávania. In Zborník vedeckých príspevkov z medzinárodnej vedeckej konferencie "The 6rd international conference APLIMAT". Bratislava : STU, 2007, s. 337 - 343. ISBN 978-80-969562-8-9
- [3]PACÁKOVÁ, V. A KOL. 2009. Štatistické metódy pre ekonómov. Bratislava: Iura Edition, spol. s r. o., 2009, s. 411. ISBN 978-80-8078-284-9
- [4]SPILKOVÁ, V. 1996. Východiska vzdelávania učiteľů primárních škol. In Pedagogika 2/1996, roč. 46, Praha : PdF UK, 1996, s. 135 – 146. ISSN 3330-3815
- [5]ŠVEC, V. 1999. Pedagogická príprava budoucích učiteľů: Problémy a inspirace. Brno: Paido, 1999. ISBN 80-85931-70-2
- [6]TUREK, I. 2009. Kvalita vzdelávania. Bratislava : IURA EDITION, 2009. 231 s. ISBN 978-80-8078-243-6

#### Adresa autora (-ov):

Radomíra Gregáňová, Mgr., PhD.  
Katedra matematiky FEM SPU v Nitre  
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra  
radomira.greganova@uniag.sk

Eva Matejková, Ing., PhD.  
Katedra štatistiky a operačného výskumu  
FEM SPU v Nitre  
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra  
eva.matejkova@uniag.sk

## Špecifikácia priemyselných odvetví s najvyšším rastovým potenciálom Specification of industrial sectors with the highest growth potential

Jozef Chajdiak

**Abstract:** This article contains one of the approaches to estimating the highest growth potential of selected industries, based on data from the Statistical Office and own calculations.

**Abstrakt:** Príspevok obsahuje jeden z prístupov odhadu najvyššieho rastového potenciálu vybraných odvetví na základe údajov zo ŠÚ SR a vlastných výpočtov.

**Key words:** SK NACE Rev.2, Division, sales, number of employees, number of hours worked, average wage, annual labor productivity, hourly labor productivity, average monthly wage, export share, growth potential.

**Kľúčové slová:** SK NACE Rev.2, divízia, tržby, počet zamestnancov, počet odpracovaných hodín, priemerná mzda, ročná produktivita práce, hodinová produktivita práce, priemerná mesačná mzda, podiel exportu, rastový potenciál.

**JEL:** O11.

Nadriadený orgán požiadal o pomoc pri spracovaní analýzy rastového potenciálu priemyselných odvetví SR z hľadiska, zamestnanosti, tržieb, podielu na exporte, rastového potenciálu sektora. V priebehu riešenia úlohy bol súbor priemyselných odvetví doplnený o divízie 58 až 63 SK NACE rev.2 tvoriacich sekciu J Informácie a komunikácia.

K riešeniu úlohy sa využili údaje ŠÚ SR za rok 2012 a čiastočne aj 2011. Prehľad analyzovaných súborov je nasledujúci:

### Štatistická klasifikácia ekonomických činností SK NACE Rev. 2 (analyzované divízie)

Divízia	Názov
<b>05 - 39</b>	<b>PRIEMYSEL</b>
<b>05 - 09</b>	<b>Sekcia B - Ťažba a dobývanie</b>
<b>10 - 33</b>	<b>Sekcia C -Priemyselná výroba <sup>1)</sup></b>
<b>10 - 12</b>	výroba potravín, nápojov a tabakových výrobkov
<b>13 - 15</b>	výroba textilu, odevov, kože a kožených výrobkov
<b>16 - 18</b>	výroba drevených a papierových výrobkov, tlač
<b>19</b>	výroba koksu a rafinovaných ropných produktov
<b>20</b>	výroba chemikálií a chemických produktov
<b>21</b>	výroba základných farmaceutických výrobkov a farmaceutických prípravkov
<b>22 - 23</b>	výroba výrobkov z gumy a plastu a ostatných nekovových minerálnych výrobkov
<b>24 - 25</b>	výroba kovov a kovových konštrukcií okrm strojov a zariadení
<b>26</b>	výroba počítačových, elektronických a optických výrobkov
<b>27</b>	výroba elektrických zariadení
<b>28</b>	výroba strojov a zariadení i. n.
<b>29 - 30</b>	výroba dopravných prostriedkov
<b>31 - 33</b>	ostatná výroba, oprava a inštalácia strojov a zariadení
<b>35</b>	<b>Dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu</b>
<b>36 - 39</b>	<b>Dodávka vody; čistenie a odvod odpadových vôd, odpady a služby odstraňovania odpadov</b>

<b>58</b>	Nakladateľské činnosti
<b>59</b>	Výroba filmov, videozáznamov a televíznych programov, príprava a zverejňovanie zvukových nahrávok
<b>60</b>	Činnosti pre rozhlasové a televízne vysielanie
<b>61</b>	Telekomunikácie
<b>62</b>	Počítačové programovanie, poradenstvo a súvisiace služby
<b>63</b>	Informačné služby
<b>58-63</b>	<b>SEKCIA J - INFORMÁCIE A KOMUNIKÁCIA</b>

V príspevku opísané riešenie vychádza z hypotézy, že vyššia hodnota zvoleného ukazovateľa predstavuje vyšší rastový potenciál. Použili sme tieto východiskové absolútne ukazovatele:

- $Q = Q_{vl} + Q_z$  Celkové tržby za vlastné výkony a tovar,  
 $Q_{vl}$  Tržby za vlastné výkony a tovar - tuzemsko (v Eur, bežné ceny ),  
 $Q_z$  Tržby z predaja do zahraničia ( v Eur, bežné ceny ),  
 $ZAM$  Priemerný počet zamestnaných osôb (osoby ),  
 $MZD$  Priemerná nominálna mesačná mzda ( v Eur ),  
 $HOD$  Počet odpracovaných hodín zamestnancami.

Ich hodnoty sú uvedené v tab.1.

Tab.1 Východiskové hodnoty ukazovateľov za rok 2012

Odvetvie	Q	Q <sub>vl</sub>	Q <sub>z</sub>	ZAM	MZD	HOD
<b>05 - 39</b>	82 258 050 778	35 827 357 604	46 430 693 174	495 185	858	842 223 085
<b>10 - 33</b>	66 939 105 923	23 318 929 604	43 620 176 319	449 126	833	765 497 165
<b>05 - 09</b>	514 911 057	384 574 091	130 336 966	7 354	933	12 048 670
10 - 12	4 604 747 022	3 169 045 773	1 435 701 249	37 837	725	65 412 612
13 - 15	1 513 305 693	609 387 893	903 917 800	35 524	547	57 162 834
16 - 18	3 303 524 782	1 990 018 100	1 313 506 682	35 588	695	60 537 356
19	4 315 782 519	1 564 129 579	2 751 652 940	2 389	1 822	3 916 082
20	2 393 051 661	815 401 910	1 577 649 751	9 407	1 002	15 671 952
21	326 582 728	95 002 554	231 580 174	2 300	1 111	3 825 467
22 - 23	5 403 993 748	2 354 351 416	3 049 642 332	47 854	850	81 340 905
24 - 25	9 666 059 162	4 127 601 098	5 538 458 064	91 672	830	154 825 690
26	6 320 711 613	1 060 169 420	5 260 542 193	16 499	846	28 673 532
27	2 680 888 898	490 896 302	2 189 992 596	26 948	847	45 680 896
28	3 292 511 347	617 399 125	2 675 112 222	37 432	941	63 934 054
29 - 30	20 408 112 965	4 597 890 765	15 810 222 200	66 044	992	116 159 271
31 - 33	2 709 833 785	1 827 635 669	882 198 116	39 632	802	68 356 514
<b>35</b>	13 850 047 905	11 194 508 159	2 655 539 746	18 255	1 471	30 676 230
<b>36 - 39</b>	953 985 893	929 345 750	24 640 143	20 450	823	34 001 020
<b>58</b>	39 395 169			4 480	1 212	
<b>59</b>	24 475 526			852	1 209	
<b>60</b>	-10 385 667			673	1 550	
<b>61</b>	187 152 994			9 411	1 932	
<b>62</b>	241 382 924			20 139	1 867	
<b>63</b>	49 673 863			4 425	1 464	
<b>58-63</b>	552 466 143			39 980	1 744	



Tab 2 Tržby podľa Roč 1-01, rok 2011

Divizia	Q	Qz	QzQ
<b>58</b>	240 006 182	5 816 048	2,42
<b>59</b>	107 470 292	563 262	0,52
<b>60</b>	96 206 344	200 977	0,21
<b>61</b>	2 046 369 764	195 271 209	9,54
<b>62</b>	1 227 977 493	98 705 117	8,04
<b>63</b>	246 726 018	21 229 377	8,60
<b>58-63</b>	<b>3 964 756 093</b>	<b>321 785 990</b>	<b>8,12</b>

Tab.3 Hodnoty relatívnych ukazovateľov

Odvetvie	QZAM	QHOD	QzQ	MZD
<b>05 - 39</b>	166 116	98	56,4	858
<b>10 - 33</b>	149 043	87	65,2	833
<b>05 - 09</b>	70 014	43	25,3	933
10 - 12	121 700	70	31,2	725
13 - 15	42 600	26	59,7	547
16 - 18	92 826	55	39,8	695
19	1 806 334	1 102	63,8	1 822
20	254 402	153	65,9	1 002
21	141 972	85	70,9	1 111
22 - 23	112 926	66	56,4	850
24 - 25	105 442	62	57,3	830
26	383 108	220	83,2	846
27	99 484	59	81,7	847
28	87 960	51	81,2	941
29 - 30	309 006	176	77,5	992
31 - 33	68 375	40	32,6	802
<b>35</b>	758 692	451	19,2	1 471
<b>36 - 39</b>	46 651	28	2,6	823
<b>58</b>	8 795		2,4	1 212
<b>59</b>	28 713		0,5	1 209
<b>60</b>	15 438		0,2	1 550
<b>61</b>	19 886		9,5	1 932
<b>62</b>	11 986		8,0	1 867
<b>63</b>	11 226		8,6	1 464
<b>58-63</b>	13 819		<b>8,1</b>	1 744

Poznámka

Podiel tržieb zrealizovaných v zahraničí na celkovom objeme tržieb za divízie 58 až 63 sme odhadli na základe údajov Roč 1-01 za rok 2011.

Z absolútnych ukazovateľov sme vytvorili sadu relatívnych ukazovateľov charakterizujúcich rastový potenciál odvetvia:

Q/ZAM	Ročná produktivita práce
Q/HOD	Hodinová produktivita práce
Qz/Q	Podiel zahraničných tržieb na celkových tržbách
MZD	Priemerná mesačná mzda

Ich hodnoty sú uvedené v tab. 2 a tab.3.

Tab 4 Poradia hodnôt jednotlivých ukazovateľov a celkové poradie odvetvia resp. divízie

Odvetvie	Rqzam	Rqhod	Rqzq	Rmzd	Rspolu	Poradie
<b>05 - 39</b>						
<b>10 - 33</b>						
<b>05 - 09</b>	13	13	14	13	53	13
10 - 12	7	7	13	20	47	12
13 - 15	16	16	8	22	62	20
16 - 18	11	11	11	21	54	15
19	1	1	7	3	12	1
20	5	5	6	10	26	6
21	6	6	5	9	26	6
22 - 23	8	8	10	14	40	9
24 - 25	9	9	9	17	44	10
26	3	3	1	16	23	3
27	10	10	2	15	37	7
28	12	12	3	12	39	8
29 - 30	4	4	4	11	23	3
31 - 33	14	14	12	19	59	17
<b>35</b>	2	2	15	5	24	4
<b>36 - 39</b>	15	15	19	18	67	22
<b>58</b>	22	16,3	20	7	65,3	21
<b>59</b>	17	15,3	21	8	61,3	19
<b>60</b>	19	15,0	22	4	60,0	18
<b>61</b>	18	11,7	16	1	46,7	11
<b>62</b>	20	13,3	18	2	53,3	14
<b>63</b>	21	14,7	17	6	58,7	16
<b>58-63</b>						

Tab. 5 Usporiadané priemyselné odvetvia a divízie sekcie Informaácie a komunikácia

Odvetvie	Rqzam	Rqhod	Rqzq	Rmzd	Rspolu	Poradie
<b>05 - 39</b>						
<b>10 - 33</b>						
19	1	1	7	3	12	1
26	3	3	1	16	23	3
29 - 30	4	4	4	11	23	3
35	2	2	15	5	24	4
20	5	5	6	10	26	6
21	6	6	5	9	26	6
27	10	10	2	15	37	7
28	12	12	3	12	39	8
22 - 23	8	8	10	14	40	9
24 - 25	9	9	9	17	44	10
<b>61</b>	18	11,7	16	1	46,7	11
10 - 12	7	7	13	20	47	12
<b>05 - 09</b>	13	13	14	13	53	13
<b>62</b>	20	13,3	18	2	53,3	14
16 - 18	11	11	11	21	54	15
<b>63</b>	21	14,7	17	6	58,7	16
31 - 33	14	14	12	19	59	17
<b>60</b>	19	15,0	22	4	60,0	18
<b>59</b>	17	15,3	21	8	61,3	19
13 - 15	16	16	8	22	62	20
<b>58</b>	22	16,3	20	7	65,3	21
<b>36 - 39</b>	15	15	19	18	67	22
<b>58-63</b>						

Tab. 6 Odvetvia s najvyšším rastovým potenciálom

Výsledné poradie	Súčet poradí	Odvetvie	Názov odvetvia
1	12	19	výroba koksu a rafinovaných ropných produktov
3	23	26	výroba počítačových, elektronických a optických výrobkov
3	23	29 - 30	výroba dopravných prostriedkov
4	24	35	Dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu
6	26	20	výroba chemikálií a chemických produktov
6	26	21	výroba základných farmaceutických výrobkov a farmaceutických prípravkov

Údaje za sekciu J boli a sú čiastočne nedostupné. Podiel zahraničných tržieb na celkových tržbách sme približne odhadli na základe údajov za rok 2011 z výkazu Roč 1-01(východiskové údaje sú v tab.2. Tento výkaz zasielajú podniky s počtom zamestnancov 20 a viac a s ročnými tržbami 5 miliónov eur a viac. Zisťovanie je

vyčerpávajúce. Údaje za malé podniky z výkazu Roč 2-01 (podniky s 0-19 zamestnancami a ročnými tržbami do 5 miliónov eur) nám neboli poskytnuté, pretože v tomto výkaze tržby z predaja na vývoz nesledujú. Tiež údaje o počte odpracovaných hodín sú nedostupné.

Súbor priemyselných odvetví a divízií sekcie J Informácie a komunikácia sme postupne usporiadali podľa dosiahnutých hodnôt jednotlivých relatívnych ukazovateľov a hodnoty jednotlivých relatívnych ukazovateľov nahradili ich poradiami. Poradia pre hodinovú produktivitu práce divízií 58 až 63 sme odhadli ako priemer z poradí zostávajúcich troch ukazovateľov.

Z poradí pri jednotlivých relatívnych ukazovateľov súčtom vypočítame celkové poradie. Vyhli sme sa váženiu ukazovateľov, aby sme obmedzili subjektivitu hodnotenia

Najnižšia hodnota celkového poradia naznačuje, že zodpovedajúce odvetvie resp. divízia má na báze údajov za rok 2012 a použitého postupu riešenia najvyšší rastový potenciál. Jednotlivé poradia hodnôt sú uvedené v tab. 4.

V tab.5 sú priemyselné odvetvia a divízie sekcie J Informatika a komunikácia usporiadané podľa celkového súčtu poradí od prvého miesta po posledné miesto.

### **Záver**

V tab.6 je špecifikovaný výber odvetví s najvyšším rastovým potenciálom určeným vyššie uvedenou štvoricou relatívnych ukazovateľov na báze dostupných údajov z ŠÚ SR za rok 2012 resp. kvalifikovaných odhadov alebo orientačných dopočtov.

### **Zdroje údajov:**

ŠÚ SR

[www.statistics.sk](http://www.statistics.sk)

Slovstat

Vlastný výpočet

### **Adresa autora:**

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.

Ústav manažmentu STU

Bratislava

[Jozef.Chajdiak@stuba.sk](mailto:Jozef.Chajdiak@stuba.sk)

---

Príspevok bol vypracovaný pri riešení úlohy VEGA 1/1164/12 „Možnosti uplatnenia informačných a komunikačných technológií na zvyšovanie efektívnosti medzinárodnej spolupráce malých a stredných podnikov SR v oblasti inovácií“

## EPPL forma a jej implementácia vo vyučovacom procese EPPL form and its implementation in educational process

Zita Jenisová, Beáta Brestenská

**Abstract:** 21. century is closely-knit with modernization and digitalization of society. If we want to transfer positive aspects of globalization and informative society also to schools, its needed concept implementation of IKT into schools. We have chosen most common form of education with use of computer. Specifically, its sort of EPPL in form of electronic presentation in combination with worksheet. In some of Slovak schools we, in form of questionnaire, have done a research of opinions at this form of education. Processing its outcome was done in programme "Statistica". In submitted contribution we focus at demonstration of use statistics in didactical research. Results of experimental approval were presented also as part of Motivating and Exciting Methods in Mathematics and Science project.

**Abstrakt:** 21. Storočie je úzko spojené s modernizáciou a digitalizáciou spoločnosti. Ak chceme pozitívne aspekty globalizácie a informačnej spoločnosti preniesť aj do školstva, je nevyhnutná koncepčná implementácia IKT do škôl. My sme si vybrali najčastejšiu formu vyučovania s využitím počítača. Konkrétne ide o EPPL formu – elektronická prezentácia v kombinácii s pracovným listom. Na niekoľkých slovenských školách sme formou dotazníka robili prieskum názorov na využívanie tejto formy vyučovania. Spracovanie jeho výsledkov sme robili v programe "STATISTIKA": V predkladanom príspevku sa zameriavame na ukážku možnosti využitia matematickej štatistiky v konkrétnom didaktickom výskume. Výsledky experimentálneho overenia možnosti boli prezentované aj ako súčasť projektu Motivating and Exciting Methods in Mathematics and Science.

**Key words:** EPPL forma, Studentov t-test, didactical research

**Kľúčové slová:** EPPL forma, Studentov t-test, didaktický výskum

**JEL classification:** C40

### Úvod

21. storočie je charakterizované dynamickým rozvojom informačno – komunikačných technológií (IKT). Tento fakt kladie čoraz vyššie nároky na individuálne znalosti, kvalifikáciu a aj nové zručnosti každého z nás. S tým úzko súvisí aj zvyšujúci tlak na zmenu prípravy budúcich zamestnancov, čiže na vzdelávanie, na školách všetkých stupňoch. Ak chceme pozitívne aspekty globalizácie a informačnej spoločnosti preniesť aj do školstva, je nevyhnutná koncepčná implementácia IKT do škôl. Jednu zo zmien, ktorú môžu vytvoriť len pracovníci vzdelávacích inštitúcií, je vytvorenie a spracovanie vhodného obsahu pre e-vyučovanie. To znamená také spracovanie študijných materiálov, ktoré vytvára v elektronickej forme lepšie motivačné prostredie pre vzdelávanie pri tradičnej forme vzdelávania [2]. Je nevyhnutné hľadať alternatívne, motivujúce vyučovacie prostriedky a metódy vo vyučovaní chémie na základných aj stredných školách.

### 1. EPPL forma

Pre súčasné potreby reformy vzdelávania sme experimentálnu činnosť orientovali na tvorbu e- obsahu pre tematický celok „Chemický dej“ a navrhli sme formu EPPL - Elektronickú Prezentáciu v kombinácii s Pracovným Listom pre podporu samostatnej práce žiakov. Vytváranie e- materiálov a ich experimentálne overovanie sme realizovali ako súčasť riešenia medzinárodného projektu Motivating and Exciting Methods in Mathematics and Science, ktorého sme boli aktívnymi spoluriešiteľmi.



Efektivita prostriedkov používaných v procese osvojovania učiva, aj keď sú vytvorené na základe najmodernejších technológií závisí od rešpektovania zásad moderných teórií učenia, ktoré sú uvedené v tzv. syntetickom modeli učenia. Uvedený model učenia kladie veľký dôraz na zdôraznenie rozličných prvkov motivácie študujúcich k učeniu a na dôsledné rešpektovanie spätnoväzbových princípov v procese osvojovania učiva [1].

## 2. Realizácia výskumu

Dotazník ako merný prostriedok sme využili na zisťovanie názorov žiakov, študentov, študentov, budúcich učiteľov, ako aj učiteľov z praxe, na nami pripravený elektronický materiál vo forme EPPL.

Výskum vyučovania s využitím EPPL formy sme uskutočnili v rokoch 2009 - 2010 na slovenských základných a stredných školách. Výskumnú vzorku tvorili z 85 % žiaci a študenti zo škôl Nitrianskeho kraja a z 15 % žiaci a študenti zo škôl kraja Trenčianskeho. Prvý evalvačný dotazník vyplňali respondenti po realizácii vyučovacej hodiny s formou EPPL, a dotazník vyplnilo

- 408 žiakov základných škôl
- 384 študentov stredných škôl a gymnázií,

čo je spolu 792 respondentov.

Druhý evalvačný dotazník bol určený pre učiteľov, v našom prípade išlo o 42 učiteľov z praxe, z ktorých 16 učiteľov aj vyučovalo formou EPPL a ostatným bola táto hodina sprístupnená na každoročnom seminári pre učiteľov z praxe, ktorý organizuje katedra chémie FPV UKF v Nitre.

Tretí dotazník vyplnili budúci učelia chémie (42), ktorým bola na seminári z didaktiky chémie odučená vzorová hodina s formou EPPL. Táto vzorka obsahovala 77 študentov odboru Učiteľstvo všeobecne vzdelávacích predmetov – v kombinácii s chémiou. Druhý a tretí dotazník mal zistiť názor respondentov na vhodnosť, využiteľnosť a náročnosť na prípravu spomínanej formy. Zaujímalo nás ako vplýva na efektívnosť vyučovania a zvyšovanie motivácie EPPL forma v prírodovednom vzdelávaní.

## 3. Štatistické vyhodnotenie výsledkov výskumu

Dotazník pre žiakov bol tvorený tromi otázkami hodnotenými škálovo od 1-5 (1 - silne súhlasím, 2 – súhlasím, 3 – neviem, 4 – nesúhlasím, 5 silne nesúhlasím). Druhú časť dotazníka tvorili tri otvorené otázky. Pri jeho vyhodnocovaní nás zaujímali okrem základných štatistických parametrov aj porovnanie experimentálne získaných výsledkov na základných a stredných školách. Dotazník pre učiteľov z praxe a študentov učiteľstva bol zhodný a bol tvorený šiestimi otázkami hodnotenými škálovo od 1-5 (1 - silne súhlasím, 2 – súhlasím, 3 – neviem, 4 – nesúhlasím, 5 silne nesúhlasím). Druhú časť dotazníkov určených pre tieto dve kategórie tvorili dve otvorené otázky. Aj tu sme výsledky oboch skupín respondentov, podľa vopred zvolených štatistických metód porovnávali.

Štatistické výpočty boli robené v programe Štatistika Prvé tri výroky boli hodnotené škálovo a nás ďalej zaujímalo, či je rozdiel medzi výpoveďami žiakov zo ZŠ a študentmi SŠ štatisticky významný. Pri štatistickom spracovaní nás zaujímali nasledovné opisné charakteristiky, aritmetický priemer získaných hodnôt, medián a modus [3].

**Tab. 1: Popisné štatistiky pre výsledky výroku 1 na ZŠ**

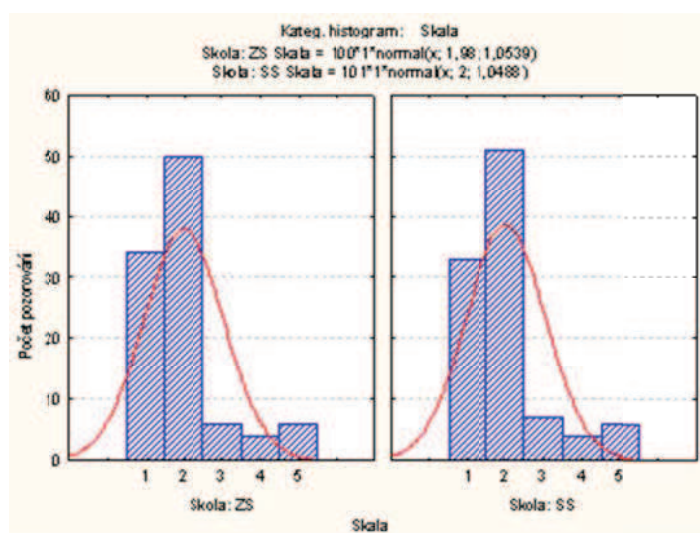
Proměnná	Popisné statistiky (Tabulka1)							
	N platných	Průměr	Medián	Modus	Četnost modu	Minimum	Maximum	Sm. odch.
SKALA	408	1,977941	2,000000	2,000000	206	1,000000	5,000000	1,045408

Pre porovnanie škálového hodnotenia žiakov a študentov sme použili Studentov t- test. Studentov t-test pre nezávislé vzorky testuje hypotézu o rozdiel priemerov dvoch skupín (príslušnosť ku skupine je daná hodnotou binárnej premennej). Test sa väčšinou používa na overenie, či zo vzoriek zistený rozdiel priemerov môže byť iba **náhodný** (rovný 0), alebo je **štatisticky významný**. Originálny Studentov t-test predpokladá rovnosť rozptylov dvoch základných súborov, z ktorých vzorky pochádzajú. Vo výstupe (Tab.2) sú priemery a štandardné odchýlky oboch výberov, počet respondentov, hodnota testovacej štatistiky t, počet stupňov voľnosti a p - hodnota pre **prvý výrok**. Pretože p- hodnota je väčšia ako 0,05, rozdiel medzi priermi nie je štatisticky významný. Výsledky sme zaznamenali aj graficky (Graf 1).

**Tab. 2: Výstupy t-testu pre výrok 1**

Promenná	t-testy, grupováno: Skola (Tabulka1)										
	Průměr ZS	Průměr SS	t	sv	p	Poč.plat ZS	Poč.plat SS	Sm.odch. ZS	Sm.odch. SS	F-poměr rozptyly	p rozptyly
Skala	1,977941	1,986979	-0,122712	790	0,902366	408	384	1,045408	1,025695	1,038809	0,706290

Z výsledkov vyplýva, že **hodnotenie prvého výroku respondentov zo ZŠ nie je významne odlišné od hodnotenia študentmi SŠ**.



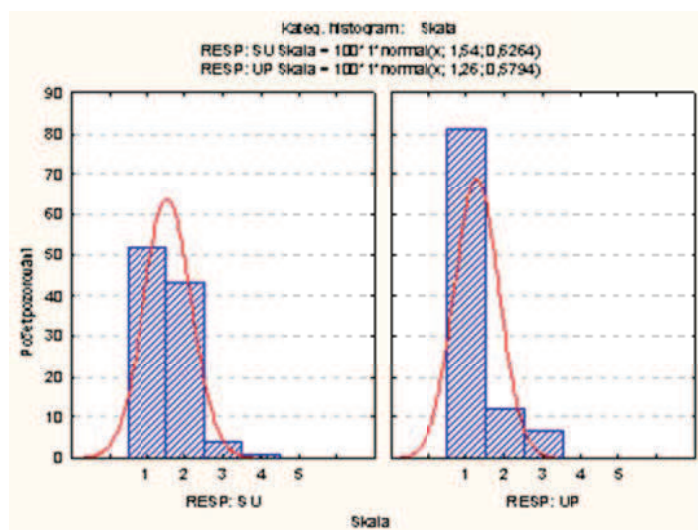
**Graf 1: Grafické znázornenie rozdelenia početností pre výrok 1 pre žiakov**

Rovnaký postup sme zvolili aj pri štatistickom hodnotení ostatných výrokov. Ani v jednom prípade nebola potvrdená hypotéza, že študenti stredných škôl sú kritickejší k EPPL forme.

V druhom dotazníku sme sa okrem už spomínaných štatistických opisných charakteristík opäť zamerali aj na porovnávanie názorov budúcich učiteľov a učiteľov z praxe (priemerná dĺžka praxe 7,3 roka). Z výsledkov t – testu pre výrok 1 v dotazníku pre učiteľov vyplýva, že rozdiel medzi priermi hodnotenia budúcimi učiteľmi a učiteľmi z praxe nie je náhodný, je štatisticky významný (Tab. 3). Graf 2 obsahuje kategorizovaný histogram rozdelenia početností pre výrok 1.

**Tab. 3: Ukážka výstupov T-testu pre výrok 1, dotazníku pre učiteľov**

Promenná	t-testy, grupováno: RESP (Tabulka1)										
	Průměr SU	Průměr UP	t	sv	p	Poč.plat SU	Poč.plat UP	Sm.odch. SU	Sm.odch. UP	F-poměr rozptyly	p rozptyly
Skala	2,036961	1,142857	6,750767	117	0,000000	77	42	0,818239	0,354169	5,337520	0,00000



**Graf 2:** Grafické znázornenie rozdelenia početností pre výrok 1v dotazníku pre učiteľov

V tabuľke 3 je uvedená aj hodnota F-testu a jeho p- hodnota = 0,000, to znamená, že nie je splnený predpoklad t-testu o rovnosti rozptylov. Preto sme významnosť rozdielov overili aj neparametrickým testom (Tab. 5).

**Tab. 5:** Výsledky Mann – Whitneyho U testu

Mann-Whitneyův U test (Tabulka118)										
Dle proměn. RESP										
Označené testy jsou významné na hladině p < ,05000										
Proměnná	Sčít poř. SU	Sčít poř. UP	U	Z	Úroveň p	Z upravené	Úroveň p	N platn. SU	N platn. UP	2*1 str. přesné p
V4	5050,500	2089,500	1186,500	2,393884	0,016672	2,569843	0,010175	77	42	0,016239

Na základe výsledkov tohto testu je zřejmé, že rozdelenia škálového hodnotenia budúcich učiteľov a pedagógov z praxe sú štatisticky významné, teda **hodnotenie tohto výroku budúcimi učiteľmi nie je zhodné s hodnotením tohto výroku učiteľmi z praxe.**

Rovnaké postupy sme zvolili aj vyhodnocovaní ostatných výrokov, pri ktorých boli hodnoty rozptylu nezhodná ( náročnosť prípravy, motivačný charakter EPPL – formy).

#### 4. Záver

Na základe experimentálne získaných výsledkov a ich štatistického vyhodnotenia, môžeme konštatovať, že EPPL forma (elektronická prezentácia v kombinácii s pracovným listom) vo vyučovaní, tak na základnej ako aj na strednej škole, má svoje opodstatnenie a viacnásobné využitie a žiaci a študenti ju prijímajú celkovo bez výhrad pozitívne (viac ako 80% respondentov). Najviac opýtaných konštatovalo, že im chýbajú pri vyučovaní chémie reálne experimenty. V druhom evalvačnom dotazníku sa učitelia aj študenti pripravujúci sa na toto povolanie, zhodli v názore, že EPPL forma má pozitívny dopad na efektivitu a motiváciu žiakov, ale študenti učiteľstva boli v hodnotení podstatne kritickejší. Príprava na hodiny s implementáciou tejto formy vyučovania je časovo náročnejšia ako príprava na tradičnú hodinu základného typu.

**Literatúra**

- [1] GÖRNER, T., ČÍPERA, J., 2008: Motivation and feedback in ICT medium, Dostupné na internete: <http://everest.natur.cuni.cz/konference/2008/abstrakt/cipera.pdf>., 2013-03-22
- [2] KAROLČÍK, Š. 2012. Základy tvorby a využitia didaktických testov a interaktívnych cvičení vo vyučovaní geografie. 2012 Univerzita Komenského, Bratislava, 2012, ISBN 978-80-223-3192-0, 113s
- [3] MIKUŠ, L., 2007 : Elektronické obsahy pre e-vzdelávanie In ITlib. Informačné technológie a knižnice [online], 2007, č. 02, ISSN 1336-0779, Dostupné na internete <http://www.cvtisr.sk/itlib/itlib072/mikus.htm>, 2013 – 02 – 11
- [4] VRABELOVÁ, M.- MARKECHOVÁ, D. 2001: Pravdepodobnosť a štatistika. Vysokoškolské skriptá. Edícia Prírodovedec č. 81, FPV UKF Nitra 2001. ISBN 80-8050-429-6

**Adresa autorov:**

Zita Jenisová, PaedDr., PhD.  
KCH FPV UKF Nitra  
Trieda A. Hlinku 1, 94974 Nitra  
[zjenisova@ukf.sk](mailto:zjenisova@ukf.sk)

Beáta Brestenská, Doc., RNDr., PhD.  
Katedra didaktiky prírodných vied  
Mlynská Dolina 1, 842 15 Bratislava 4  
[brestenska@fns.uniba.sk](mailto:brestenska@fns.uniba.sk)

**Analýza správania sa študentov vo virtuálnom prostredí kurzu  
Diskrétna matematika  
Analysis of students behaviour in virtual environment  
of Discrete Mathematics course**

Peter Kuna, Jaroslav Reichel

**Abstract:** The analysis of students behaviour in web learning environment within distance learning is one of the most significant areas for learning optimization. The aim of this article is to analyse students behaviour and the use of e-learning course in subject Discrete Mathematics. This subject is compulsory for both bachelor and master study program Applied Informatics in full-time and distance form of study as well as bachelor and master study program Teaching of academic subjects in full-time and distance form of study. Authors describe detail analysis of students behaviour which is made of data taken from LMS MOODLE database.

**Abstrakt:** Analýza správania sa študentov vo webovom vzdelávacom prostredí v rámci dištančného vzdelávania je jednou z najdôležitejších oblastí pre optimalizáciu vzdelávania. Cieľom predkladaného článku je analýza správania sa a využívanie e-learningového kurzu v predmete Diskrétna matematika študentmi. Tento predmet patrí medzi povinné predmety bakalárskeho a magisterského študijného programu Aplikovaná informatika v dennej aj externej forme štúdia a zároveň bakalárskeho a magisterského študijného programu učiteľstva akademických predmetov v dennej a externej forme štúdia. V predkladanom článku autori popisujú podrobnú analýzu správania sa študentov z údajov, ktoré získali z databáz LMS MOODLE.

**Keywords:** Discrete mathematics, Data preparation, Log file, Assessment, Association rules.

**Kľúčové slová:** Diskrétna matematika, Príprava dát, Logovací súbor, Hodnotenie, Asociačné pravidlá.

**JEL classification:** C02 - Mathematical Methods

## Úvod

V posledných rokoch vzdelávanie na univerzitách prešlo veľkými zmenami nielen po obsahovej, ale aj metodickej stránke podporované informačnými a komunikačnými technológiami (IKT). Využívanie IKT neponúka iba používané nástroje v primárnej forme štúdia formou denného štúdia, ale tiež nové formy štúdia. Na univerzitách sa popri dennej forme čoraz viac dostáva do popredia dištančná forma vzdelávania. Tento postoj môže vyplývať nielen z aktuálnej zmeny životného štýlu, zlepšujúcich sa vedomostí a práce s IKT, ale aj z čoraz väčšej túžby veľkého množstva ľudí po vysokoškolskom vzdelaní. V súčasnej dobe sa dištančná forma štúdia považuje za jeho najúčinnjšiu formu. Princípom je použiť také množstvo IT možností a didaktických pomôcok v rámci výučbového procesu, koľko je len možné. To umožňuje študentom študovať samostatne, vlastným tempom, kdekoľvek a kedykoľvek. Preto je dôležité a potrebné klásť dôraz na vytváranie didaktických pomôcok, akými sú elektronické vzdelávacie materiály a elektronické kurzy. Pre dosiahnutie čo najvyššej schopnosti učenia je potrebná optimalizácia elektronických kurzov.

Cieľom našej práce je analýza používania kurzu Diskrétna matematika, ktorá patrí medzi povinné predmety vyučované na Katedre informatiky. Údaje a výsledky analýzy sú dôležité pre ďalšie korigovanie a tým zdokonaľovanie e-kurzu. Výsledky analýzy návštevnosti v rámci kurzu boli odhadnuté pomocou asociačných pravidiel.



## 1. Diskrétna matematika

Diskrétna matematika patrí medzi povinné predmety bakalárskeho a magisterského študijného programu Aplikovaná informatika v dennej aj externej forme štúdia a zároveň bakalárskeho a magisterského študijného programu učiteľstva akademických predmetov v dennej a externej forme štúdia.

Diskrétna matematika 1 sa zameriava na doplnenie a rozšírenie pojmov tvoriacich matematický základ informatiky. Jej úlohou je zopakovať a prehĺbiť základné pojmy z oblasti aritmetiky, teórie množín, výrokovej logiky a boolovských algebier, ktoré nachádzajú široké uplatnenie vo všetkých oblastiach informatiky [1].

Diskrétna matematika 2 sa zameriava na doplnenie a rozšírenie pojmov tvoriacich matematický základ informatiky. Jej úlohou je zopakovať a prehĺbiť základné pojmy z oblasti kombinatoriky a teórie grafov so zameraním na grafové algoritmy. Nadväzuje na predmet Diskrétna matematika 1 [1].

Kurz predmetu Diskrétna matematika bol navrhnutý pre portál univerzitého vzdelávania, ktorý využíva systém LMS Moodle pre riadenie dištančného vzdelávania. Navrhnutý elektronický kurz využíva lineárne a vetvené výučbové programy. Pri zostavovaní kurzu sme sa snažili brať do úvahy cieľovú skupinu – študentov informatiky. Kurz je navrhnutý tak, aby neboli potrebné žiadne špeciálne vedomosti z IT oblasti. Kurz Diskrétna matematika 1 pozostáva z 10 tematických celkov, ktoré kopírujú dĺžku príslušného semestra v týždňoch. Úvodná časť obsahuje základné informácie o predmete, jeho charakteristiku, podmienky úspešného absolvovania predmetu a odporúčanú študijnú literatúru. Každý tematický celok obsahuje stručné informácie čo sa študent dozvie na prednáške alebo na cvičeniach, modul Kniha (obsahuje teoretické študijné materiály), Stránka (príklady so správnym riešením a úlohy na precvičenie bez riešenia), Fórum (priestor pre komunikáciu medzi študentmi a lektorom a študentmi medzi sebou), Kvíz (overenie nadobudnutých vedomostí formou testu s otázkami a následnou spätnou väzbou pre študenta o úspešnosti), Zdroje (v tejto časti študenti nájdu odporúčanú literatúru, pre prehĺbenie vedomosti z daného tematického celku). Poslednou časťou je záverečné hodnotenie predmetu formou výstupného testu.

## 2. Zdroj dát a príprava dát

Zdrojové dáta sme získali z databázy. Z tohto dôvodu je táto časť známa ako objavovanie znalostí na základe používania webu. Z dát sme použili časti, ktoré vypovedajú o návštevnosti používateľa na každej jednej stránke kurzu. Každý riadok vyjadruje záznam o používateľovom ID, IP adrese, čase a dátume prístupu, navštívenej časti atď. Použili sme logovací súbor, ktorý obsahuje záznamy z e-learningového kurzu so 107 študentmi.

Pomocou analýzy uvedených údajov dokážeme lepšie porozumieť správaniu sa študentov v elektronickom vzdelávacom prostredí. Z tohto dôvodu boli vykonané nasledovné úpravy [2]:

- a) Čistenie dát, transformácia dát, integrácia dát.
- b) Identifikácia transakcií, kde transakciu možno definovať ako postupnosť krokov vedúcich k dokončeniu konkrétnej úlohy [3], alebo ako postupnosť krokov, ktorá vedie k splneniu konkrétneho cieľa [4]. Najjednoduchšou metódou je vziať do úvahy rad kliknutí v stanovenom časovom úseku. [5]
- c) Rekonštrukcia aktivít používateľa kurzu. Taucher a Greenberg [6] zistili, že viac ako 50% prístupov k webu predstavuje pohyb späť. Tu nastáva problém s cache prehliadača. Pri pohybe späť sa nevykonáva dotaz na web server a to znamená, že neexistuje záznam v logovacom súbore. Riešením tohto problému je dopĺňanie ciest. S jeho pomocou doplníme chýbajúce riadky do logovacieho súboru [7].

Pri príprave dát sme zobrali do úvahy odporúčania vyplývajúce z rady experimentov skúmajúcich vplyv jednotlivých krokov prípravy dát na kvalitu a kvantitu [8][9][10].

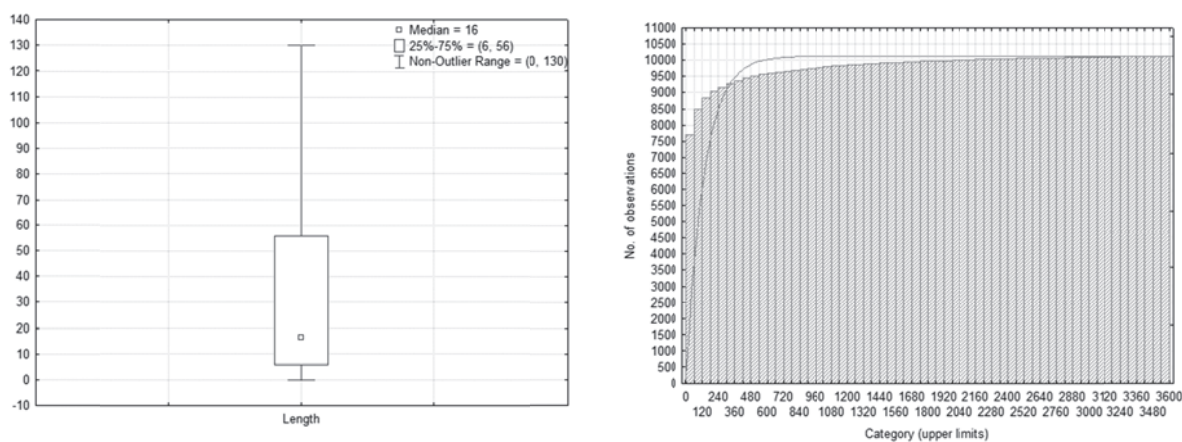
Skúmané nominálne premenné sú premenné „stránky kurzu“ a „aktivity v kurze“ s kategóriami: Kniha (*book*), Stránka (*page*), Kurz (*course*), Fórum (*forum*), Kvíz (*quiz*) a Zdroj (*resource*). Sekvencia / ID kroku premenná je taká relácia, ktorá identifikuje prístupy podľa ID používateľa, IP adresy a času (131 sekúnd trvajúce časové okno).

### 3. Identifikácia sedení

Sedením je nazývaný prístup jedného používateľa do kurzu, počas ktorého chce získať nejaké informácie o určitej téme. Na to, aby sme so všetkých používateľových prístupov vedeli identifikovať jedno sedenie, je v súčasnosti používaných niekoľko prístupov. *Hvist*, kde používateľov prístupový čas k celej webovej stránke má daný horný limit, obvykle 30 min. *Hpage*, kde používateľov prístupový čas k jednej stránke je určený s horným limitom, zvyčajne 10 min. *Href*, ktorý je klasifikovaný podľa histórie prístupov používateľa a odkazov na stránky [11]

Na identifikáciu sedení sme použili STT (*Session Timeout Threshold*). Cieľom identifikácie sedení je rozdeliť prístupy všetkých používateľov do oddelených relácií. Sedenie môže vylúčiť vedľajší efekt používateľov, ktorí sú za NAT alebo proxy zariadením. Takto môžeme identifikovať používateľov, ktorí zdieľajú jeden počítač, napríklad v knižnici.

Metóda STT rozdeľuje transakcie na menšie množiny vtedy, keď nájde prístupy na stránku z rovnakého ID a IP. Zodpovedajúca veľkosť časového okna rozvíja kvalitu a kvantitu nájdených vzorov správania. Hodnotu časového okna odhadneme na základe oneskorenia návštevy. Je potrebné vypočítať Medián, kvartilové rozpätie a variačné rozpätie na obrázku (Obr. 1).



**Obr. 1: (a) Krabicový graf (medián, kvartilové rozpätie, variačné rozpätie) (b) Kumulatívne opakovanie premennej dĺžky**

Rozpätie hodnôt je vytvorené medzi poslednou hodnotou  $Q_{III+1,5Q}$  a poslednou hodnotou dĺžky  $Q_I-1,5Q$ . Hodnoty mimo tohto intervalu sa považujú za odľahlé hodnoty.

**Tab. 1. Popisné charakteristiky premennej Dĺžka (Length)**

	Valid N	Median	Minimum	Maximum	LowerQ	UpperQ	Range	QRange	=UpperQ+1;5*QRange
Length	10130	16	0	3586	6	56	3586	50	131

Naším cieľom bolo určiť horný limit rozsahu hodnôt. Hodnoty, ktoré boli vyššie alebo rovné ako 131 sú odľahlé. Číslo 131 je teda veľkosť časového okna. Ak je čas medzi prístupom na web stránku z jedného zdroja väčší ako 131 sekúnd, začína nové sedenie.

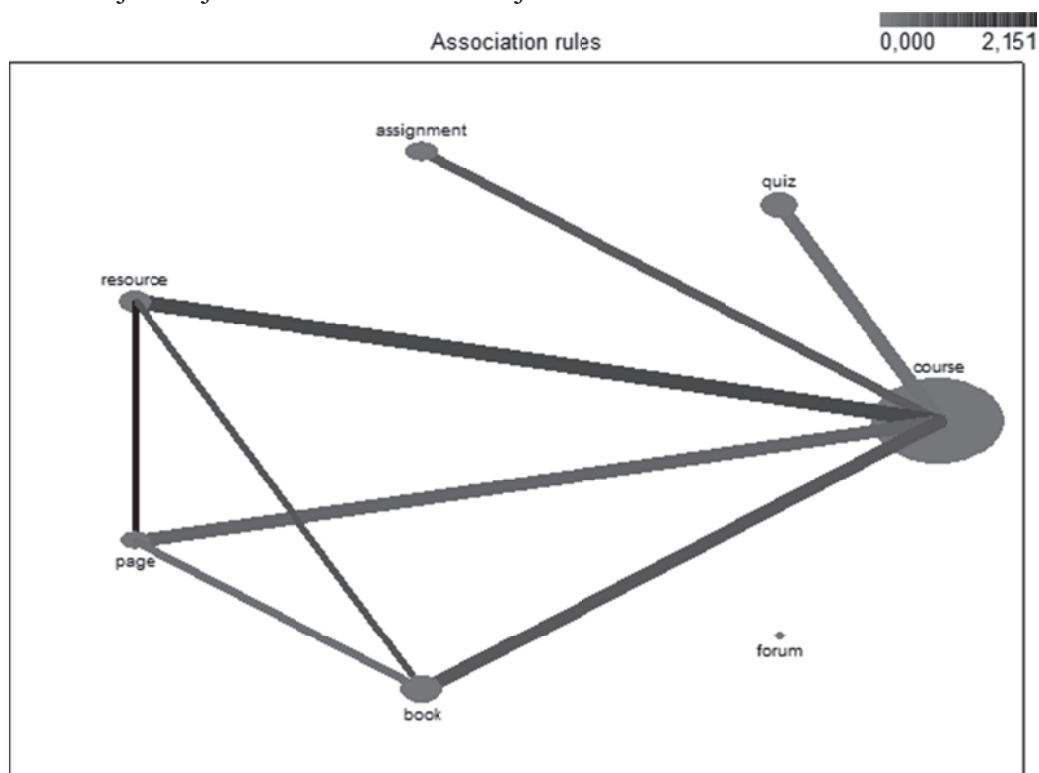
#### 4. Analýza používania aktivít v kurze

Graf (Obr. 2) vizualizuje nájdené asociačné pravidlá. Veľkosť uzla pri jednotlivých aktivitách určuje podporu danej aktivity. Hrúbka čiary medzi aktivitami vizualizuje úroveň podpory pravidla, resp. kombinácie daných dvoch aktivít. Jas čiary zobrazuje lift pravidla, pričom lift pravidla určuje nakoľko sa dvojica aktivít vyskytuje v jednom sedení spolu v porovnaní s ich výskytom oddelene. Pokiaľ je hodnota liftu vyššia ako 1, častejšie sa táto dvojica objavuje spolu počas jedného sedenia v množine navštívených stránok.

Z grafu (Obr. 2) podľa veľkosti uzla vidíme, že najnavštevovanejšia stránka je stránka Kurz, ktorá má 65,3% podporu (*support*). Ďalšie aktivity, ktoré mali viac ako 10% podporu sú: Kniha, Kvíz, Zdroj a Stránka. Pod hranicou 10% zostala aktivita Fórum.

Najčastejšie navštevované dvojice (Obr. 2) Kurz-Kniha, Kurz-Zdroj, Kurz-Stránka a Kurz-Kvíz (podpora >10%), čo znamená, že vo viac ako 10% sedení sa nachádzala aspoň jedna z týchto dvojíc. Podpora ostatných kombinácií bola menšia ako 10%.

Hodnota liftu bola vyššia ako 1 u dvojíc Stránka-Zdroj, Kniha-Stránka, Kniha-Zdroj a Stránka-Kurz. Znamená to, že aktivity Stránka (riešené alebo neriešené úlohy), Zdroj a Kniha sa častejšie objavovali v sedení vo dvojiciach ako samostatne.

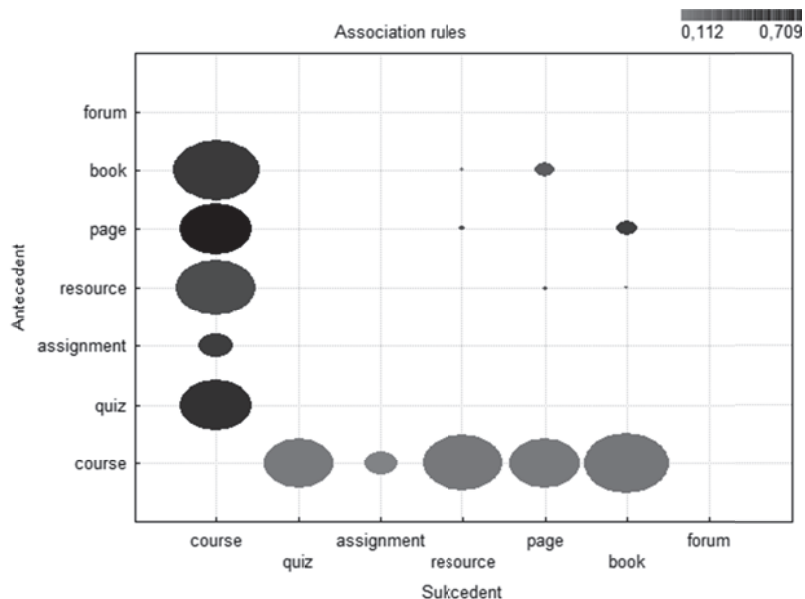


**Obr. 2: Vizualizácia asociačných pravidiel (podpora, lift)**

Nasledujúci graf (Obr. 3) vizualizuje spoľahlivosť asociačných pravidiel. Veľkosť uzla zobrazuje podporu pravidla a jas uzla spoľahlivosť pravidla. Spoľahlivosť už závisí na orientácii pravidla, pretože je to podmienená pravdepodobnosť výskytu záveru za podmienky výskytu predpokladu v množine navštívených stránok.

Z grafu (Obr. 3) môžeme vidieť, že pravidlo Stránka => Kurz má 71% spoľahlivosť, čo je najvyššia spoľahlivosť, ale toto pravidlo v opačnej orientácii, teda Kurz => Stránka len 16%. Podobný percentuálny rozdiel je u viacerých dvojíc v kombinácii s aktivitou Kurz. Tento rozdiel vyznieva logicky, keďže je vysoko pravdepodobné, že sa študent vráti z akejkoľvek aktivity do hlavnej stránky kurzu. Avšak nie pri každej návšteve, pri ktorej veľmi

pravdepodobne navštívi aktivitu kurz, zobrazí používateľ každú inú aktivitu. Tieto rozdiely sú v grafe (Obr. 3) viditeľné na základe jasnosti uzlov.



Obr. 3: Vizualizácia asociačných pravidiel (podpora, spoľahlivosť)

## 5. Záver

Študenti, ktorí používali e-kurz Diskrétna matematika 1 boli úspešnejší v záverečnej skúške. Skutočnosť, že kurz bol efektívny, neznamená, že všetky činnosti boli plne využité. Ako ukázal náš výskum, študenti používajú prevažne modul Kniha. Kniha sa skladá z teoretických výučbových materiálov, upravených z kurzu [12]. Ďalšou najčastejšie používanou časťou boli Zdroje. Zdroje obsahujú odkazy pre hlbšie štúdium danej témy. Treťou najčastejšie používanou aktivitou bol Kvíz s okamžitou spätnou väzbou. Najmenej používanou aktivitou bolo Fórum, čo naznačuje väčšiu potrebu motivovať žiakov diskutovať s učiteľom a medzi sebou o preberanej látke. Dvojice aktivít Stránka, Zdroj a Kniha sa objavovali častejšie ako samostatne, čo značí, že pri štúdiu sa žiaci snažili čerpať pri každom sedení z viacerých zdrojov v kurze, nielen jedného.

Na základe získaných výsledkov našej analýzy môžeme optimalizovať e-kurz a tým môžeme zefektívniť a priblížiť ho potrebám študentov. Po vykonaní potrebných zmien môžeme hodnotiť vplyv zmien na účinnosť príslušného kurzu.

## 6. Literatúra

- [1]TOMANOVÁ, J., VOZÁR, M., 2006. E-learningový kurz diskkrétnej matematiky. In : DIVAI 2010, Nitra : UKF, s. 255-258., ISBN 80-8050-975-1.
- [2]MUNK, M., VRÁBELOVÁ, M. & KAPUSTA, J. (2010). Probability Modeling of Accesses to the Web Parts of Portal. Procedia Computer Science, Vol. 2, ISSN 1877-0509.
- [3]SPILIOPOULOU, M. & FAULSTICH, L. C. (1999). WUM: A Tool for Web Utilization Analysis. Extended version of Proc. EDBT Workshop WebDB'98, Springer Verlag, s. 184–203.
- [4]CHEN, M., PARK, J. S. & YU, P. S. (1996). Data mining for path traversal patterns in a web environment. ICDCS, s. 385–392. ISBN 0-8186-7398-2.

- [5] BERENDT, B. & SPILIOPOULOU, M. (2000). Analysis of navigation behaviour in web sites integrating multiple information systems. The VLDB Journal, Vol. 9, No. 1, s. 56-75. ISSN 1066-8888.
- [6] TAUCHER, L. & GREENBERG, S. (1997). Revisitation patterns in world wide web navigation. Proc. of Int. Conf. CHI'97, Atlanta.
- [7] COOLEY, R., MOBASHER, B. & SRIVASTAVA, J. (1999). Data Preparation for Mining World Wide Web Browsing Patterns. Knowledge and Information System, Springer-Verlag, Vol. 1, ISSN 0219-1377.
- [8] MUNK, M., KAPUSTA, J. & ŠVEC, P. (2009). Data preprocessing dependency for web usage mining based on sequence rule analysis. IADIS European Conference on Data Mining 2009, ECDM'09, Algarve, s. 179-181. ISBN 978-972-8924-88-1.
- [9] MUNK, M., KAPUSTA, J., & ŠVEC, P. (2010). Data Preprocessing Evaluation for Web Log Mining: Reconstruction of Activities of a Web Visitor. Procedia Computer Science, Vol. 1, No 1, s. 2267-2274. ISSN 1877-0509.
- [10] MUNK, M., KAPUSTA, J., ŠVEC, P. & TURČÁNI, M. (2010). Data Advance Preparation Factors Affecting Results of Sequence Rule Analysis in Web Log Mining. E+M Economics and Management, Vol. 13, No. 4, s. 143-160. ISSN 1212-3609.
- [11] FANG Y., HUANG Z. 2010. An Improved Algorithm for Session Identification on Web Log. In: Web Information Systems and Mining 2010, Springer Berlin Heidelberg. p. 53-60.
- [12] VIDERMANOVÁ, K., MELUŠOVÁ, J., VASKOVÁ, V. 2007. Employing learning management system MOODLE in discrete mathematics course in undergraduate education from students' point of view. In: Aplimat 2007 : 6th international conference. - Bratislava : STU, 2007. - ISBN 978-80-969562-8-9, S. 413-417.

Peter Kuna, Mgr.

Katedra Informatiky, FPV, UKF

Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra

[pkuna@ukf.sk](mailto:pkuna@ukf.sk)

Jaroslav Reichel, Mgr.

Katedra Matematiky, FPV, UKF

Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra

[jaroslav.reichel@ukf.sk](mailto:jaroslav.reichel@ukf.sk)



## Nákladová dimenzia spotreby cukru v chove včelstiev na Slovensku Cost Dimension of Sugar Consumption in Bee Colonies Breeding in Slovakia

Michal Levický, Edita Szabová

**Abstract:** Sugar used for bee feeding during the winter is a significant cost item. In terms of cost optimization it is necessary to know the factors affecting the breeding colony consumption of sugar. In this paper we deal with the validation of selected assumptions related to the issue of sugar consumption, which present in various professional publications. Verification of the assumptions will be carried out on a sample of beekeepers, based on data obtained from questionnaires and with the use of appropriate statistical methods.

**Abstrakt:** Cukor spotrebovaný na zimné kŕmenie predstavuje pre včelárov významnú nákladovú položku. Z hľadiska optimalizácie nákladov je potrebné poznať faktory, ktoré ovplyvňujú spotrebu cukru v chove včelstiev. V predkladanom príspevku sa zameriavame na overenie platnosti vybraných predpokladov spojených s problematikou spotreby cukru, ktoré sú uvádzané vo viacerých odborných publikáciách. Verifikáciu platnosti predpokladov budeme realizovať vo výberovom súbore včelárov na základe údajov získaných z dotazníkového prieskumu, a to prostredníctvom použitia vhodných štatistických metód.

**Key words:** bee colonies breeding, sugar, costs, bee feeding

**Kľúčové slová:** chov včelstiev, cukor, náklady, zakrmovanie včelstiev

**JEL classification:** C02, Q12

### Úvod

Prirodzenou súčasťou potravy včiel sú cukry, ktoré im slúžia ako zdroj energie a stavebná látka. Zdrojom cukrov pre včely je nektár, medovica a med. Med včely vytvárajú a ukladajú s cieľom vytvorenia zásob na nepriaznivé obdobie. Nakoľko im medné zásoby odoberá včelár pre vlastný úžitok, je im následne potrebné túto zložku potravy substituovať repným alebo trstinovým cukrom. Rozlišujeme pritom pojmy podnecovanie a zakrmovanie. Podnecovanie včelstiev sa realizuje po medobraní v prípade, že je riziko nedostatočného množstva pastvy, ktorú môžu včely použiť na doplnenie odobratých zásob. Väčšinou sa realizuje po poslednom medobraní v sezóne, po ktorom sú zdroje včelej pastvy obmedzené, ale súčasne včelstvo potrebuje dostatok potravy potrebnej na vytvorenie zimnej generácie včiel. Pojem zakŕmenie sa používa v súvislosti so zazimovaním včelstiev. Podľa výsledkov Výskumného ústavu včelárskeho v Dole (Kamler, 2011) tvorí spotreba cukru u profesionálnych včelárov približne 10 % z celkových nákladov, a teda náklady na cukor možno považovať za významnú nákladovú položku ovplyvňujúcu ekonomický výsledok včelárskych prevádzok. V príspevku overujeme platnosť vybraných teoretických predpokladov o spotrebe cukru na zimné kŕmenie vo včelárstve na Slovensku vo výberovom súbore včelárov.

### 1. Metodika

Zdrojom analyzovaných údajov je dotazníkový prieskum, ktorého sa zúčastnilo spolu 162 chovateľov. Respondenti na základe zostaveného dotazníka odpovedali na otázky zamerané na ekonomické aspekty ich chovu. Jednou z položiek dotazníka bolo aj zisťovanie



úrovne cukru, ktorý včelári použili vo svojom chove priemerne na zakrímenie jedného včelstva.

Keďže sa preukázalo, že rozdelenie spotreby medu nie je normálne, na štatistické vyhodnotenie údajov sme použili Kruskalov – Wallisov test. Kruskalov – Wallisov test je neparametrickou obdobou jednofaktorovej analýzy rozptylu, t. j. umožňuje testovať hypotézu  $H_0$ , že  $k$  ( $k \geq 3$ ) nezávislých súborov pochádza z toho istého rozdelenia (Markechová, Stehlíková, Tirpáková, 2011, s. 314). Ak zamietneme nulovú hypotézu  $H_0$ , dostávame záver, že najmenej dva súbory majú štatisticky významne rozdielne stredné hodnoty. V tomto prípade je potrebné vykonať mnohonásobné porovnanie. Ak pracujeme s nevyváženým pokusom, teda v každej triede nie je rovnaký počet meraní, používa sa na mnohonásobné porovnanie Dunnov test (Obtulovič, 2010, s. 84). Výpočty sme realizovali v programe SPSS a XLStat. Testy vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$  – hodnôt.  $p$  – hodnota je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme nulovú hypotézu. Ak je  $p$  – hodnota menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha=0,05$ , zamietame testovanú hypotézu na hladine významnosti  $\alpha=0,05$ .

## 2. Výsledky

Priemerná spotreba cukru v skúmanej vzorke včelárov bola 11,73 kg. Hodnota štandardnej odchyľky bola 3,68. Medián spotreby cukru bol 12 kg, čo znamená, že polovica včelárov spotrebovala najviac 12 kg cukru. Koeficient špicatosti dosahuje hodnotu 1,217, čo naznačuje, že rozdelenie spotreby medu nie je zhodné s normálnym rozdelením. Táto skutočnosť bola potvrdená aj testovaním normality rozdelenia. Na testovanie normálneho rozdelenia sme použili Kolmogorovov – Smirnovov test. Test sme realizovali v programe SPSS. Dostali sme nasledujúce výsledky: hodnota testovacieho kritéria je 0,181 a  $p$  – hodnota je približne rovná nule. Keďže  $p$  – hodnota je menšia ako 0,001, zamietame hypotézu o normálnom rozdelení spotreby medu na hladine významnosti  $\alpha=0,001$ .

Literatúra uvádza všeobecné odporúčanie, že na zimné krímenie je potrebné použiť na každý rámik 1,5 kg krmiva vrátane rezervy 10 %. Ak by včelár používal najrozšírenejší úl slovenský B typ s 10 rámikmi, mal by podľa tohto odporúčania použiť na zakrímenie približne 16 až 17 kg krmiva. Jeden kilogram cukru možno previesť na množstvo krmiva vydelením koeficientom 1,2, a to za predpokladu, že sa na zakrmovanie používa cukrový roztok v odporúčanom pomere vody k cukru 3:2 (Weiss, 2005). Iné zdroje presnejšie uvádzajú, že množstvo použitého cukru závisí napríklad od spôsobu chovu, podnebia a klimatických podmienok, sily včelstva, typu rámika a podobne. Pôsobenie vybraných faktorov budeme overovať v skúmanej vzorke včelárov.

Gritsch (2005) vo svojej publikácii uvádza, že väčšie rámkové miery si vyžadujú vyššie množstvá krmiva. Tento predpoklad overíme vo výberovej vzorke včelárov na základe získaných údajov z dotazníkového prieskumu. Porovnávať budeme spotrebu cukru, resp. invertného cukru medzi 4 druhmi úl'ov. Z testovania sme vylúčili úl Langstroth vzhľadom na to, že existujú viaceré druhy tohto úľa s rôznymi rámkovými mierami. Rámkové miery a obsah rámkov sú uvedené v tabuľke 1.

**Tabuľka 1: Obsah jednotlivých druhov rámkových mier**

typ úľa	rozmery rámika	obsah rámika
Slovenský B typ	420 x 275 mm	11,55 dm <sup>2</sup>
Optimal	420 x 170 mm	7,14 dm <sup>2</sup>
Čechoslovák	370 x 300 mm	11,1 dm <sup>2</sup>
Dadant	448 x 295 mm	13,22 dm <sup>2</sup>

Nulovú hypotézu, ktorá predpokladá, že množstvo spotrebovaného cukru nezávisí od typu použitého úľa, sme testovali neparametrickým Kruskalovým – Wallisovým testom. Hodnota testovacieho kritéria a p – hodnota sú uvedené v tabuľke 2. Keďže p – hodnota je veľké číslo (väčšie ako zvolená hladina významnosti  $\alpha=0,05$ ), nulovú hypotézu nemôžeme zamietnuť. To znamená, že medzi množstvom použitého cukru vzhľadom na obsah rámiku rôznych typov úľov nie je štatisticky preukazný rozdiel.

**Tabuľka 2: Výsledok Kruskalovho – Wallisovho testu**

	Množstvo spotrebovaného cukru /v kg/
Hodnota testovacieho kritéria	5,843
Počet stupňov voľnosti	3
p – hodnota	0,120

Ďalší faktor, ktorého pôsobenie na spotrebu cukru vo výberovej vzorke včelárov budeme overovať, uvádza vo svojej publikácii napr. Čavojský (1981). Píše, že včelstvá v teplejších oblastiach spotrebujú v zimnom období viac zásob ako včelstvá v chladnejších oblastiach, pretože začínajú skôr a intenzívnejšie plodovať. Tento predpoklad budeme overovať prostredníctvom testovania rozdielov v spotrebe cukru medzi jednotlivými krajinami, ktoré sa líšia z hľadiska klimatických ukazovateľov. Nulová hypotéza predpokladá, že neexistuje rozdiel v spotrebe cukru medzi jednotlivými krajinami Slovenska. Z dôvodu nesplnenia podmienok na použitie parametrických testov pristúpime k overovaniu rozdielov stredných hodnôt prostredníctvom Kruskalovho – Wallisovho testu, ktorého výsledky zobrazuje tabuľka 3.

**Tabuľka 3: Výsledok Kruskalovho – Wallisovho testu**

	Množstvo spotrebovaného cukru /v kg/
Hodnota testovacieho kritéria	15,588
Počet stupňov voľnosti	7
p – hodnota	0,029

Na základe vypočítanej hodnoty testovacieho kritéria a p – hodnoty zamietame nulovú hypotézu na hladine významnosti  $\alpha=0,05$ . To znamená, že existuje štatisticky významný rozdiel v stredných hodnotách spotreby cukru aspoň medzi dvomi krajinami Slovenska.

V ďalšom budeme zisťovať, ktoré kraje sa v spotrebe cukru štatisticky významne líšia. Na testovanie kontrastov použijeme Dunnovu procedúru pre nevyvážený pokus. V tabuľke 4 je uvedený výsledok Dunnovej procedúry, sú v nej uvedené dvojice krajov, medzi ktorými existuje štatisticky významný rozdiel v spotrebe cukru. Ostatné dvojice pochádzajú z rovnakého rozdelenia.

**Tabuľka 4: Výsledky párového porovnania prostredníctvom Dunnovej procedúry**

Porovnávané kraje	Hodnota testovacieho kritéria	p – hodnota
Banskobystrický – Košický	36,469	0,024
Trnavský – Košický	44,577	0,027
Banskobystrický – Nitriansky	31,385	0,006
Žilinský – Nitriansky	26,768	0,038
Trnavský – Nitriansky	39,493	0,017
Trenčiansky - Nitriansky	23,378	0,035

Výstup Dunnovho testu je prehľadne znázornený v tabuľke 5. Jednotlivé kraje rozčlenené do 2 skupín – A a B. Prešovský, Bratislavský, Trenčiansky a Žilinský kraj sú prienikom oboch skupín. Znamená to, že nie je rozdiel medzi strednými hodnotami jedného z týchto krajov a akéhokoľvek iného kraja. Košický a Nitriansky kraj sa nachádzajú len v skupine A. Možno povedať, že je signifikantný rozdiel medzi týmito krajinami a ostatnými krajinami v spotrebe cukru na včelstvo. Rovnako aj Žilinský a Banskobystrický kraj sú začlenené len do jednej skupiny (B) a rozdiel medzi spotrebou cukru medzi týmito krajinami a ostatnými krajinami je tiež štatisticky významný.

**Tabuľka 5: Usporiadanie krajov do homogénnych skupín podľa spotreby cukru na zimné kŕmenie**

Vzorka	Početnosť	Suma poradí	Priemer poradí	skupiny	
Košický	11	646,5	58,773	A	
Nitriansky	35	2235,0	63,857	A	
Prešovský	13	868,0	66,769	A	B
Bratislavský	8	689,0	86,125	A	B
Trenčiansky	34	2966,0	87,235	A	B
Žilinský	20	1812,5	90,625	A	B
Banskobystrický	31	2952,5	95,242		B
Trnavský	10	1033,5	103,350		B

Najnižšia spotreba cukru bola v Nitrianskom a Košickom kraji s priemernými hodnotami 10,29 kg a 10,36 kg. V oboch krajinách použili včelári na zimné kŕmenie

najčastejšie 10 kg cukru. Najvyššia spotreba cukru bola zaznamenaná v Banskobystrickom a Trnavskom kraji s priemernými hodnotami 12,48 kg a 13,8 kg. Hodnota mediánu v Banskobystrickom kraji dosiahla hodnotu 12 kg a v Trnavskom kraji 12,5 kg.

### 3. Záver

Predmetom príspevku bolo overenie platnosti vybraných teoretických predpokladov vo výberovom súbore včelárov. Predpoklady súviseli s problematikou spotreby cukru v chove včelstiev. Prvý predpoklad, ktorého platnosť sme overovali, uvádza vo svojej publikácii Gritsch (2005), podľa ktorého úroveň spotreby cukru na zimné kŕmenie závisí od typu používaného úľa (konkrétne od obsahu používaného rámika). Do testovania boli zahrnuté 4 najpoužívanejšie typy úľov. Zistili sme, že neexistuje signifikantný rozdiel v úrovni spotreby cukru na zimné kŕmenie, a teda predpoklad sa potvrdiť nepodarilo. Druhý overovaný predpoklad uvádza vo svojej publikácii Čavojský (1981), podľa ktorého včelstvá v teplejších oblastiach spotrebujú viac cukru ako včelstvá v chladnejších oblastiach. Na základe zistených výsledkov nemožno konštatovať, že v skúmanom súbore vo všeobecnosti platí uvedený predpoklad. Predpoklad sa potvrdil v Trnavskom kraji, v ktorom bola spotreba cukru najvyššia a zároveň ide o kraj s vyššími priemernými teplotami. Naopak, Nitriansky kraj, ktorý patrí medzi najteplejšie kraje Slovenska, dosiahol najnižšiu spotrebu cukru, čiže predpoklad nebol potvrdený.

### 4. Literatúra

- [1] ČAVOJSKÝ, V. et al. 1981. Včelárstvo. Bratislava : Príroda, 1981. 628 s.
- [2] GRITSCH, H. 2005. Silná včelstva po celý rok. 1. vyd. Praha : Brázda : Český svaz včelařů, 2010. 173 s. ISBN 978-80-209-0381-5.
- [3] KAMLER, F. 2011. Komerční včeláření v České republice. 2. doplnené vydanie. Dol : Výzkumný ústav včelařský, 2011. 68 s. ISBN 978-80-87196-06-9.
- [5] MARKECHOVÁ, D. – STEHLÍKOVÁ, B. – TIRPÁKOVÁ, A. 2011. Štatistické metódy a ich aplikácie. Nitra : FPV UKF, 2011. 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8
- [6] LAMPEITL, F. 1995. Bienen halten. Stuttgart: Eugen Ulmer, 1995. 190 s. ISBN 3-8001-7305-0.
- [7] OBTULOVÍČ, P. 2010. Bioštatistika. Nitra : SPU, 2010. 172 s. ISBN 978-80-552-0397-3
- [8] WEISS, K. 2005. Víkendový včelař. Líbeznice : Vydavatelství Víkend, 2005. 247 s. ISBN 80-7222-368-2

#### Adresy autorov:

Michal Levický, Ing.  
Katedra ekonomiky  
FEM SPU v Nitre  
Tr. A. Hlinku 2  
949 76 Nitra  
[mlevicky@gmail.com](mailto:mlevicky@gmail.com)

Edita Szabová, Mgr.  
Katedra matematiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1  
949 74 Nitra  
[edita.szabova@ukf.sk](mailto:edita.szabova@ukf.sk)

## Potenciál rozvoja plaveckých schopností vodných pólistov v závislosti od dĺžky aktívnej činnosti

### The potential of the growth of ability swimming water polo players depending on the length of the active activities

Ján Luha, Peter Berlanský

**Abstract:** This work is focusing on solution of the research situation from sport educology. We would like to document the verification of fitness programme effectivity focusing on growth of strength abilities outside the swimming pool, its influence on the level of swimming speed abilities as an unseparable part of sport preparation in water polo.

**Abstrakt:** Práca je zameraná na riešenie výskumnej situácie z oblasti športovej edukológie. Zistili sme efektívnosť kondičného programu zameraného na rozvoj silových schopností cvičeniami na suchu, ako i jeho vplyv na úroveň rýchlostných plaveckých schopností ako súčasť športovej prípravy vo vodnom póle.

**Kľúčové slová:** športová príprava vo vodnom póle, kondičný program na rozvoj silových schopností na suchu, silové schopnosti, plavecká rýchlosť, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie.

**Key words:** sport preparation in water polo, fitness programme focusing on development of strength abilities outside the swimming pool, strength abilities, swimming speed, special water polo testing exercises.

**JEL classification:** C1, C12, I1, L83.

## 1. Úvod

Analyzujeme výsledky tréningového plánu mladých vodných pólistov obsahujúci kondičný program na rozvoj silových schopností na suchu. Počas športovej prípravy súboru probandov a pri diagnostike sme spolupracovali s trénerom žiackych kategórií Róbertom Žákom. Vstupné merania úroveň plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia (Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie, ďalej len ŠVTC) a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu v nami sledovanom súbore sme vykonali od 29.01.2012 (t<sub>0</sub>). Retest nami navrhnutého ŠVTC sme vykonali 05. 02. 2012. Merania úroveň a zmien plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia (ŠVTC) a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu sme zopakovali po kontrolnom období 25. 03. 2012 (t<sub>1</sub>). Výstupné merania úroveň a zmien plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia ŠVTC a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu sme vykonali 20. 05. 2012 (t<sub>2</sub>). Od času t<sub>1</sub> sme zaradili do tréningovej jednotky pred tréningom vo vode zostavu cvičení zameranú na rozvoj silových schopností na suchu v trvaní 15 minút. Tréningové jednotky vo vode v sledovanom období prebiehali v nami sledovanom súbore v čase 19.00 – 20.30 hod. vo vode trikrát do týždňa a jeden tréning v týždni v nedeľu v čase 11.00 – 13.00 hod. vo vode, predstavuje to 390 min./týždeň vo vode + 60 min./týždeň cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu/týždeň, spolu 450 min./týždeň. Po skončení každého tréningu vo vode sme zaradili po ukončení tréningu vo vode cvičenia na suchu na rozvoj pohyblivosti metódou postupného naťahovania v trvaní t = 5 minút na kompenzovanie tréningového zaťaženia a upokojenia probandov. V špeciálnom vodnopólovom cvičení na meranie plaveckej rýchlosti pri vedení lopty (špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov) sme využili zdvojené horizontálne fotobunky pripojené na digitálnu časomieru.

Postupný jednoskupinový pedagogický experiment a testovanie sa realizovali v podmienkach tréningového procesu v prvom makrocykle roku 2012, počas transformačného a súťažného obdobia v celkovej dĺžke 16 týždňov v 25 metrovom bazéne v hoteli Sĺňava v Piešťanoch. Testovanie úrovne silových schopností na suchu sme realizovali v telocvični SZŠ v Piešťanoch. Samotné testovanie trvalo 90 minút. Testovaniu vždy predchádzalo rozcvičenie, rozplávanie a rozcvičenie s loptou. Tréningová jednotka určená na testovanie bola ukončená vyplávaním.

## 2. Základné charakteristiky skúmaného súboru

Experimentálny súbor tvorili 10 – 13-roční hráči vodného póla KVP Kúpele Piešťany. Základné štatistické charakteristiky súboru probandov sú zaznamenané v Tab. 1.

**Tab.1 Celková charakteristika výskumného súboru**

	Vek (roky)	Výška (cm)	Hmotnosť (kg)	BMI	Aktívna činnosť (roky)
aritm.pr.	10,85	147,3	43,10	19,95	2,35
smer.od	0,933	9,90	6,456	2,907	0,540
median	11,0	145,0	43,0	19,33	2,0
min.	10	131	32	14,01	2
max.	13	169	59	26,58	3,5
var.rozp.	3	38,0	27	12,57	1,5

Vzhľadom na to, že skúmame potenciál rozvoja vodných pólistov podľa rokov aktívnej činnosti, uvádzame v Tab.2 aj základné štatistické charakteristiky skúmaného súboru podľa rokov aktívnej činnosti.

**Tab.2 Charakteristika výskumného súboru podľa rokov aktívnej činnosti**

Aktívna činnosť	N-počet	Vek	Telesná výška	Hmotnosť	BMI
2 roky	12	10,92	146,67	41,67	19,50
2,5 roka	5	11,00	153,20	48,40	20,77
3,5 roka	3	10,33	140,00	40,00	20,39
Total	20	10,85	147,30	43,10	19,95

Početnosť skúmaného súboru je malá a podľa frekvencií troch skupín podľa rokov aktívnej činnosti nám dáva teda ešte menej početné podsúbory, z čoho rezultujú väčšinou štatisticky nesignifikantné výsledky.

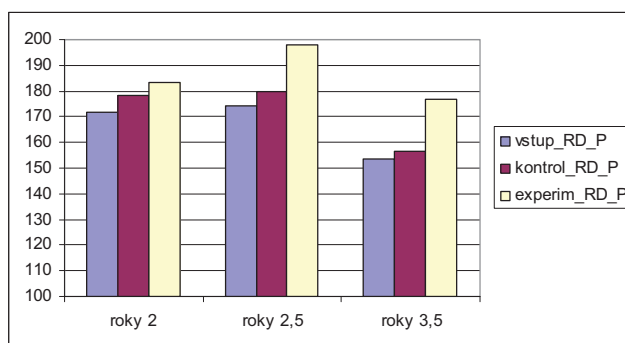
V práci Berlansý P., Strešková E., Luha 2013 sme dokázali vplyv kondičného programu na rozvoj silových schopností, plaveckej rýchlosti vodných pólistov a aj ich výkonu. V podstate podobný charakter má vplyv kondičného programu po línii vstup – kontrol – experim aj za podsúbory podľa rokov aktívnej činnosti. V tejto práci skúmame potenciál a vplyv závislosti rozvoja silových schopností na suchu na rozvoj plaveckej rýchlosti vodných pólistov a špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia ako súčasť nami navrhnutého špeciálneho testovacieho cvičenia, ďalej len ŠVTC.



### 3. Potenciál rozvoja silových a pohybových schopností vodných pólistov podľa dĺžky aktívnej činnosti

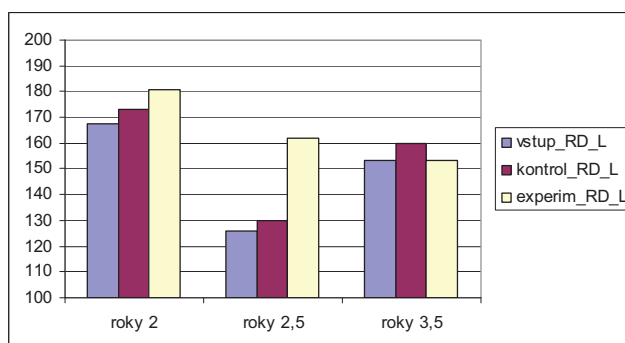
Skúmali sme ako sa menia priemerné hodnoty výkonov za skúmané premenné v skupinách podľa dĺžky aktívnej činnosti. Namerané hodnoty pre skupiny probandov s 2,0 rokmi, 2,5 rokmi a 3,5 rokmi aktívnej činnosti hráča vodného póla vo všetkých etapách výskumu sme vyjadrili v tabuľkách a grafoch.

Aktiv. činn.	vstup RD P	kontrol RD P	experim RD P
roky 2	171,67	178,33	183,33
roky 2,5	174,00	180,00	198,00
roky 3,5	153,33	156,67	176,67
Total	169,50	175,50	186,00



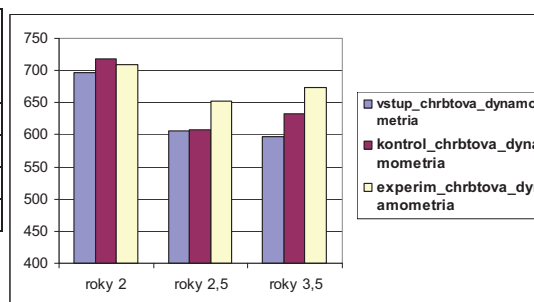
Testom ručná dynamometria pravá ruka sme skúmali zmeny úrovne statickej sily pravej ruky. Najvýraznejšie zlepšenie statickej sily pravej ruky po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2 roky - o 6,66 (N). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie statickej sily pravej ruky v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 18,00 (N).

Aktiv. činn.	vstup RD L	kontrol RD L	experim RD L
roky 2	167,50	173,33	180,83
roky 2,5	126,00	130,00	162,00
roky 3,5	153,33	160,00	153,33
Total	155,00	160,50	172,00



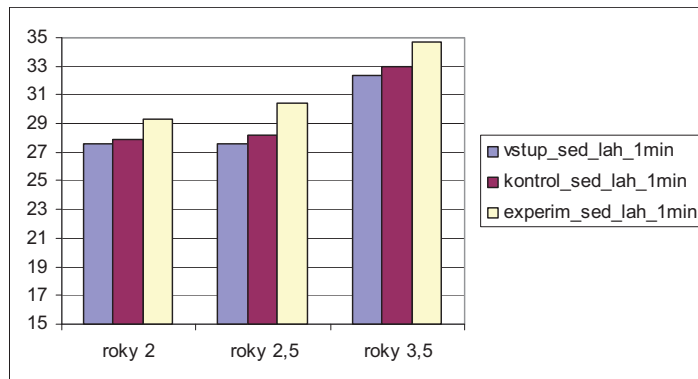
Testom ručná dynamometria ľavá ruka sme skúmali zmeny úrovne statickej sily ľavej ruky. Najvýraznejšie zlepšenie statickej sily ľavej ruky po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3 roky - o 6,67 (N). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie statickej sily ľavej ruky v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 32,00 (N).

Aktiv. činn.	vstup chrbtova dynamometria	kontrol chrbtova dynamometria	experim chrbtova dynamometria
roky 2	695,83	717,50	709,17
roky 2,5	606,00	608,00	652,00
roky 3,5	596,67	633,33	673,33
Total	658,50	677,50	689,50



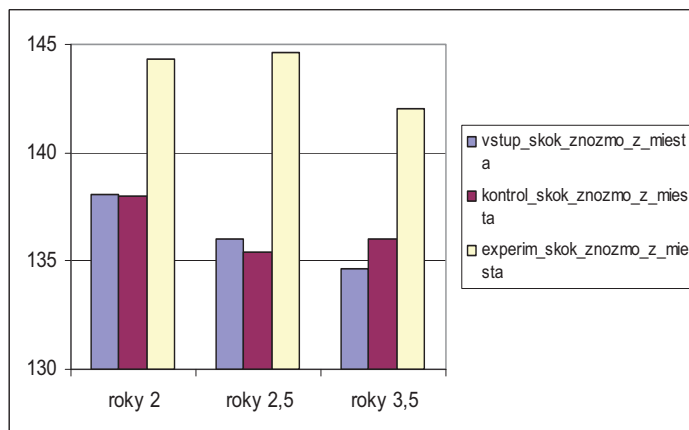
Testom chrbtová dynamometria sme skúmali zmeny úrovne statickej sily chrbta. Najvýraznejšie zlepšenie statickej sily chrbta po kontrolnom období nastalo v skupine s aktívnou činnosťou 3,5 roky - o 36,66 (N). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie chrbtovej dynamometrie v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3,5 roka - o 40,00 (N).

Aktiv. činn.	vstup sed_lah 1min	kontrol sed_lah 1min	experim sed_lah 1min
roky 2	27,58	27,92	29,33
roky 2,5	27,60	28,20	30,40
roky 3,5	32,33	33,00	34,67
Total	28,30	28,75	30,40



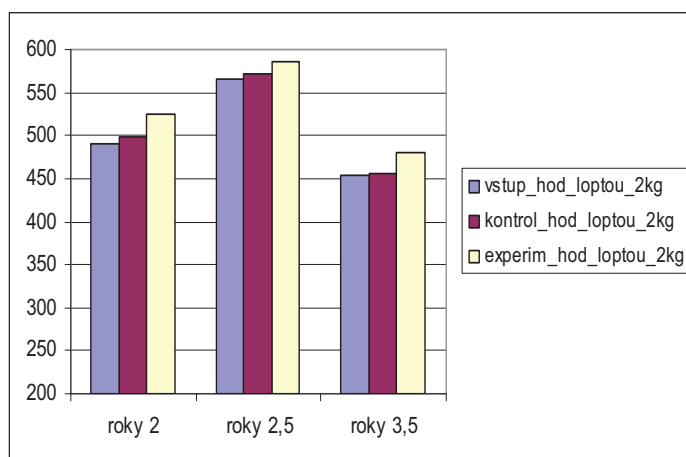
Testom sed - ľah za 1 minútu sme skúmali zmeny úrovne dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva. Najvýraznejšie zlepšenie dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roky - o 0,60 (opakovaní). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 2,20 (opakovaní).

Aktiv. činn.	vstup skok znožmo z miesta	kontrol skok znožmo z miesta	experim skok znožmo z miesta
roky 2	138,08	138,00	144,33
roky 2,5	136,00	135,40	144,60
roky 3,5	134,67	136,00	142,00
Total	137,05	137,05	144,05



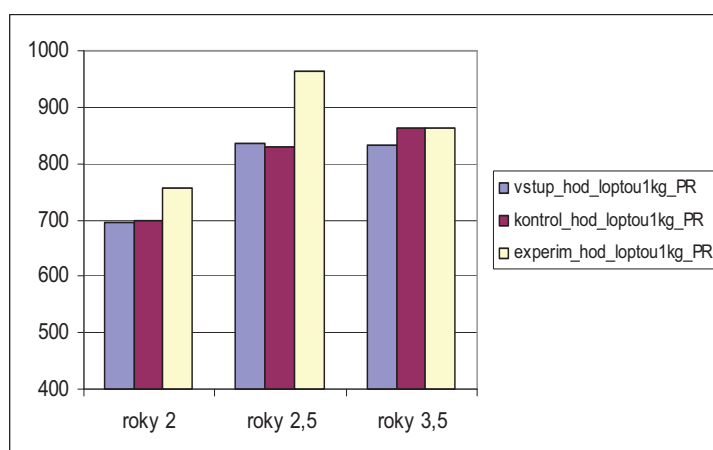
Testom skok z miesta znožmo sme skúmali zmeny úrovne výbušnej sily dolných končatín. Najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily dolných končatín po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3,5 roky - o 1,33 (cm). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily dolných končatín v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 9,20 (cm).

Aktiv. činn.	vstup hod loptou 2kg	kontrol hod loptou 2kg	experim hod loptou 2kg
roky 2	490,83	498,33	525,42
roky 2,5	566,00	572,00	586,00
roky 3,5	453,33	456,67	480,00
Total	504,00	510,50	533,75



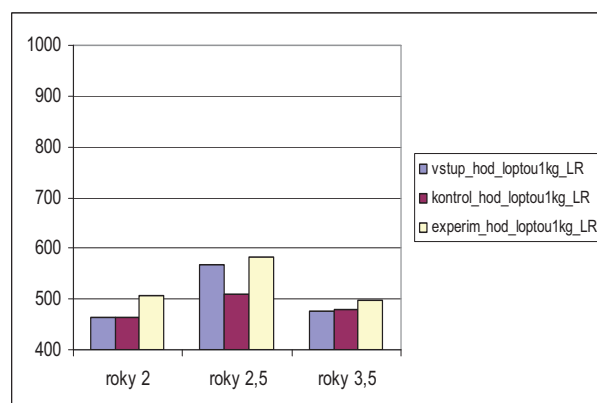
Testom hod plnou loptou 2 kg sme skúmali zmeny úrovne výbušnej sily horných končatín a trupu. Najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily horných končatín a trupu po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roky - o 8,00 (cm). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily horných končatín a trupu u probandov s aktívnou činnosťou 2,0 roka o 27,09 (cm).

Aktiv. činn.	vstup hod loptou 1kg PR	kontrol hod loptou 1kg PR	experim hod loptou 1kg PR
roky 2	696,67	698,33	756,25
roky 2,5	836,00	829,00	962,00
roky 3,5	833,33	863,33	861,67
Total	752,00	755,75	823,50



Testom hod plnou loptou 1 kg sme skúmali zmeny úrovne výbušnej sily pravej končatiny. Najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily pravej končatiny po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3,5 roky - o 30,00 (cm). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily pravej končatiny v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 133,00 (cm).

Aktiv. činn.	vstup hod loptou 1kg_LR	kontrol hod loptou 1kg_LR	experim hod loptou 1kg_LR
roky 2	462,50	462,50	506,67
roky 2,5	568,00	511,00	584,00
roky 3,5	475,00	478,33	498,33
Total	490,75	477,00	524,75

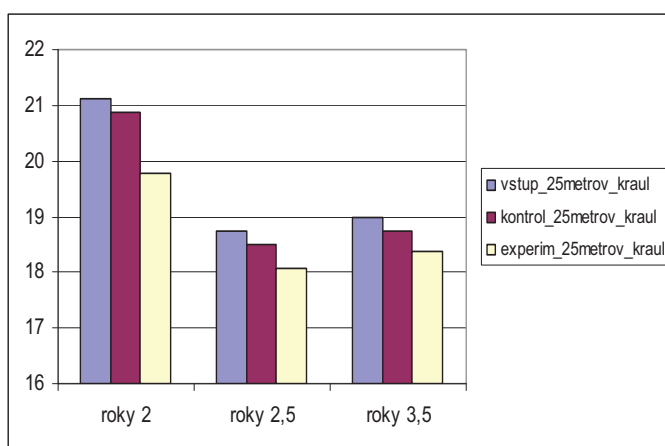


Testom hod plnou loptou 1 kg sme skúmali zmeny úrovne výbušnej sily ľavej končatiny. Najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily ľavej končatiny po kontrolnom období nastalo v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3,5 roka - o 3,33 (cm). Po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie výbušnej sily ľavej končatiny v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 73,00 (cm).

#### 4. Potenciál rozvoja výkonu vodných pólistov podľa dĺžky aktívnej činnosti

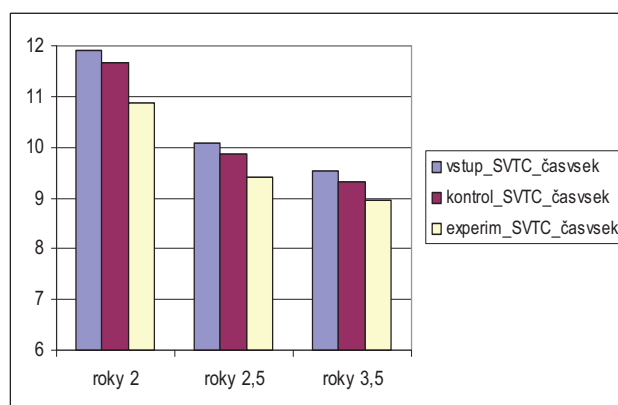
Výkon mladých vodných pólistov vo vode sme merali tromi veličinami: rýchlosť plávania na 25 m kraul, SVTC a úspešnosťou zakončenia. Z výsledkov vyplýva, že výkonnosť mladých vodných pólistov s väčšou dĺžkou aktívnej činnosti je väčšia. Testovaním plaveckej rýchlosti a špeciálnej rýchlosti sa potvrdil predpoklad, že najväčší potenciál zlepšovania sa má skupina s aktívnou činnosťou 2,0 roka.

Aktiv. činn.	vstup 25metrov kraul	kontrol 5metrov kraul	experim 25metrov kraul
roky 2	21,12	20,87	19,78
roky 2,5	18,76	18,49	18,08
roky 3,5	18,99	18,75	18,38
Total	20,21	19,95	19,14



Testom plaveckej rýchlosti sme skúmali zmeny úrovne plaveckej rýchlosti (rýchlostné schopnosti vo vode): 3 x 25m kraul, štart z vody a interval medzi opakovaniami je 1 minúta. Nastalo najvýraznejšie zlepšenie po kontrolnom období v skupine s aktívnou činnosťou 2,5 roka - o 0,27 (s) po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie s aktívnou činnosťou 2,0 roka - o 1,09 (s).

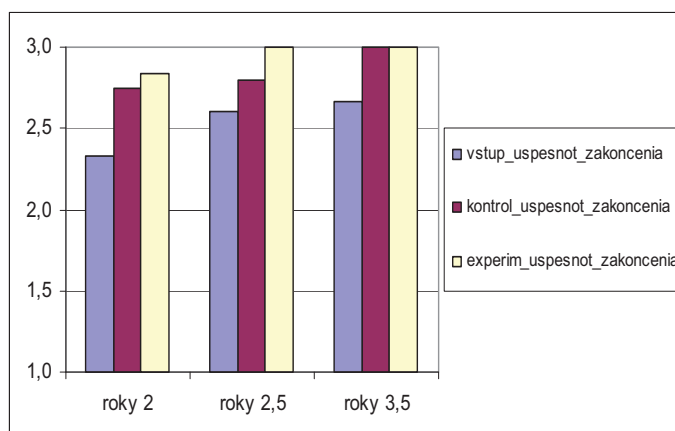
Aktiv. činn.	vstup SVTC čas v sek	kontrol SVTC čas v sek	experim SVTC čas v sek
roky 2	11,92	11,66	10,86
roky 2,5	10,07	9,86	9,42
roky 3,5	9,53	9,32	8,95
Total	11,10	10,86	10,22



Testom špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov sme skúmali zmeny úrovne špeciálnej plaveckej rýchlosti - súčasť špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia (ŠVTC): 10 m kraul pri vedení lopty maximálnou rýchlosťou, čas snímaný a meraný horizontálnymi

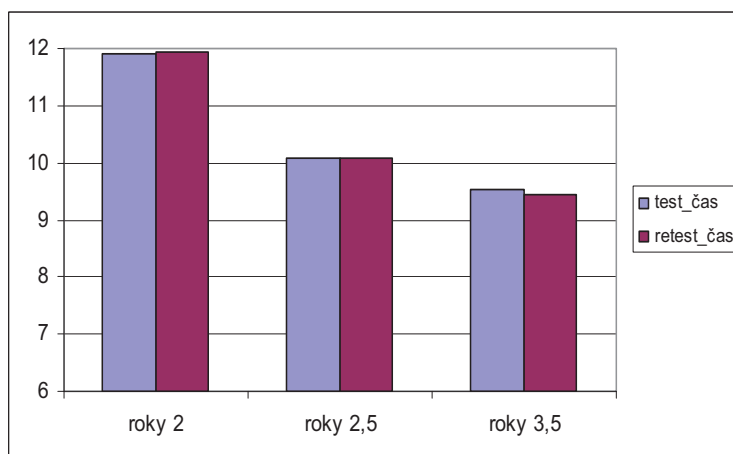
zdvojenými fotobunkami systémom štart cieľ. Probandi absolvovali všetky tri úseky, najlepší čas sa zaznamenáva. Najvýraznejšie zlepšenie nastalo po kontrolnom období v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,0 roka - o 0,26 (s) po experimentálnom období nastalo najvýraznejšie zlepšenie v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,0 roka - o 0,80 (s).

Aktiv. činn.	vstup uspesnot zakoncenia	kontrol uspesnot zakoncenia	experim uspesnot zakoncenia
roky 2	2,33	2,75	2,83
roky 2,5	2,60	2,80	3,00
roky 3,5	2,67	3,00	3,00
Total	2,45	2,80	2,90



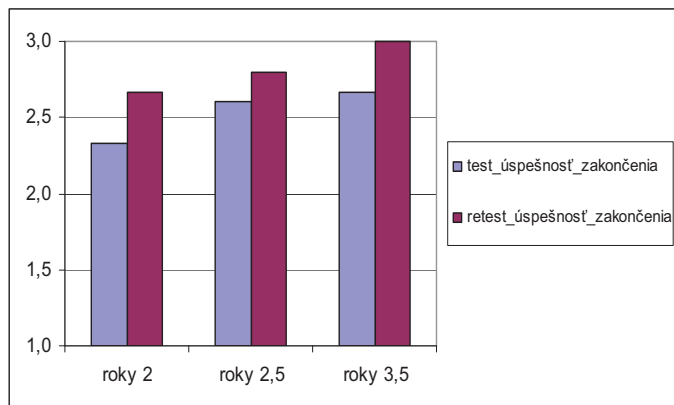
Testom úspešnosti zakončenia sme skúmali zmeny v úspešnosti zakončenia - súčasť špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia. Probandi absolvovali všetky tri pokusy zakončenia na redukovanú bránu. Započítavali sa iba úspešné zakončenia. Probandi absolvovali test trikrát, zaznamenáva sa len úspešný zásah loptou do brány. Najvýraznejšie zlepšenie nastalo u probandov po kontrolnom období s aktívnou činnosťou 2,0 roka o 0,42 (pokusy) po experimentálnom období nastalo zlepšenie u probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka o 0,20 (pokusy).

Aktiv. činn.	test čas	retest čas
roky 2	11,92	11,93
roky 2,5	10,07	10,08
roky 3,5	9,53	9,44
Total	11,10	11,09



V teste špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov, ako súčasť špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia (ŠVTC): 10 m kraul pri vedení lopty maximálnou rýchlosťou, čas snímaný a meraný horizontálnymi zdvojenými fotobunkami systémom štart cieľ sme vykonali po týždni od začiatku experimentu test – retest na overenie platnosti a spoľahlivosti daného testu. Probandi absolvovali všetky tri úseky, najlepší čas sa zaznamenáva. Rozdiely v teste – reteste v špeciálnej plaveckej rýchlosti boli v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,0 roka +0,01 (s), v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka +0,01 (s), v skupine s aktívnou činnosťou 3,5 roka -0,11 (s).

Aktiv. činn.	test úspešnosť zakončenia	retest úspešnosť zakončenia
roky 2	2,33	2,67
roky 2,5	2,60	2,80
roky 3,5	2,67	3,00
Total	2,45	2,75



V teste úspešnosti zakončenia ako súčasti špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia (ŠVTC): probandi absolvovali všetky tri pokusy zakončenia na redukovanú bránu. Započítavali sa iba úspešné zakončenia. Probandi absolvovali test trikrát, zaznamenáva sa len úspešný zásah loptou do brány. Po týždni sme od začiatku experimentu test – retest na overenie platnosti a spoľahlivosti daného testu zopakovali. Rozdiely v teste – reteste v špeciálnej plaveckej rýchlosti boli v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,0 roka +0,34 (pokusov), v skupine probandov s aktívnou činnosťou 2,5 roka +0,20 (pokusov), v skupine probandov s aktívnou činnosťou 3,5 roka +0,30 (pokusov).

## 5. Diskusia

Nakoľko v športových hrách športový výkon nie je priamo merateľný, problémom zostáva samotné hodnotenie účinnosti tréningového zaťaženia vzhľadom na hodnotenie športovej výkonnosti vo vodnom póle. V práci sme sa zamerali na faktory, ktoré priamo ovplyvňujú herné činnosti jednotlivca, skvalitňujú celkový výkon družstva, pričom sme rozdelili hráčov do troch skupín podľa dĺžky aktívnej činnosti. Zrýchľujú a spresňujú samotnú hru, hra sa stáva efektívnejšou, hráči sú odolnejší v osobných súbojoch. Hráči a družstvo ich zlepšením získava predpoklady lepšie celkový výkon a tým aj možnosť pozitívne ovplyvniť výsledok samotného stretnutia. Na základe poznatkov, štúdiá odbornej literatúry, štúdiá výsledkov vedeckých prác zo športového tréningu sme aplikovali moderné metódy športovej prípravy vo vodnom póle a moderné metódy diagnostiky nami sledovaných faktorov. Podľa Vince (2008) je nárast sily následkom cvičení so submaximálnymi hmotnosťami, resp. vzpieračskými cvičeniami v predpubertálnom období môže byť rozvíjaný motorický výkon cez silový tréning. Domnievame sa, že tréning rozvoja silových schopností na suchu u probandov pôsobil na obmedzenú vybranú skupinu svalov, ktoré by mohli obmedzovať plavecký výkon, skupina s najkratšou dobou aktívnej činnosti zaznamenala najväčší progres v rýchlostných schopnostiach vo vode. Progres v rýchlostných schopnostiach vo vode nastal aj u ostatných skupín. Určitá svalová skupina nemá silu na to, aby sa plne podieľala na úsilí záberu, čo môže spôsobiť nesprávny mechanizmus záberu (Maglischo, 2003). V tomto prípade môže tréning zameraný na slabú svalovú skupinu zvýšiť jej silu a umožniť jej, aby sa lepšie zapojila pri plávaní vo vode. Týmto sa odstráni slabý článok a zlepši sa mechanika záberu vodného pólistu. Je zrejmé, že je to len jedna z ďalších možných ciest vývoja v tréningu vodného póla. Je potrebné ďalej rozvíjať problematiku skvalitňovania športovej prípravy vo vodnom póle. Použité motorické testy, test plaveckej rýchlosti, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie sa ukázali ako vhodný prostriedok na hodnotenie všeobecnej a špeciálnej motorickej výkonnosti vo vodnom póle.



## 6. Závěry

Objektom skúmania boli 10 – 13-roční hráči vodného póla, hrajúci najvyššiu súťaž v danej kategórii na Slovensku. Preukázali sme opodstatnenosť zakomponovania cvičení na rozvoj silových schopností v tréningu vodných pólistov.

V športových hrách športový výkon hráča nie je priamo merateľný. Dajú sa hodnotiť iba činnosti hráča a výkon družstva v samotnej hre. Problémom zostáva samotné hodnotenie účinnosti tréningového zaťaženia vzhľadom na hodnotenie športovej výkonnosti vo vodnom póle. Preto sme sa zamerali na faktory, ktoré priamo ovplyvňujú herné činnosti jednotlivca, skvalitňujú celkový výkon družstva, pričom sme rozdelili hráčov do troch skupín podľa dĺžky aktívnej činnosti. Zrýchľujú a spresňujú samotnú hru, hra sa stáva efektívnejšou, hráči sú odolnejší v osobných súbojoch. Hráči a družstvo ich zlepšením získava predpoklady lepšie celkový výkon a tým aj možnosť pozitívne ovplyvniť výsledok samotného stretnutia. Je zrejmé, že je to len jedna z ďalších možných ciest vývoja v tréningu vodného póla. Použité motorické testy, test plaveckej rýchlosti, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie sa ukázali ako vhodný prostriedok na hodnotenie všeobecnej a špeciálnej motorickej výkonnosti vo vodnom póle.

Našou prácou sme prispeli k zefektívneniu tréningového procesu. Poukázali sme na alternatívu kalkulovať v športovej príprave družstva aj s dĺžkou aktívnej činnosti hráčov, čím aj týmto spôsobom je možné dosiahnuť efektívnejšie zlepšovanie výkonnosti hráčov a tým aj celého družstva.

## 7. Literatúra

1. BERLANSKÝ, P. 2002. *Vplyv strečingu na kĺbovú pohyblivosť a dynamickú silu u mladých vodných pólistov*. Rigorózna práca, Bratislava, FTVŠ UK, 108 s.
2. BERLANSKÝ P., PSALMAN V., RUŽIČKOVÁ D. 2011. *Vzťah športového výkonu v plávaní a optimálnej úrovne kĺbovej pohyblivosti v spojení so silovým rozvojom 15 až 18 ročných plavcov*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420.
3. BERLANSKÝ P., STREŠKOVÁ E., LUHA, J. 2013. *Analýza vplyvu kondičného programu na rozvoj silových schopností a plaveckej rýchlosti vodných pólistov*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013. SŠDS, Bratislava, 2013. ISSN 1336-7420.
4. HAVLÍČEK, I., 1993. Zborník vedeckého seminára Spoločnosti pre telesnú výchovu a šport „*Nové prístupy k skúmaniu v škol. teles. výchove a športe*“. Vydala Spoločnosť pre telovýchovu a šport vo vydavateľstve MLADEX spol. s.r.o. v Bratislave, 1993, s. 61-69. ISBN 80-85450-16-1.
5. HAMAR, D., KAMPMILLER, T. 2009. *Mýty a fakty o silovom tréningu detí a adolescentov*. In : Tv a Š, č. 2, s. 2-6.
6. HOLAS, D. 2010. *Sledovanie vybraných kondičných schopností vo vodnom póle*. In : Štúdium motoriky človeka vo vodnom prostredí. Vedecký zborník výsledkov výskumu grantovej úlohy VEGA č. 1/0647/08/13. Vydal: Peter Mačura – PEEM, Bratislava, 2010, s. 166 – 175. ISBN 978-808113-039-7
7. CHAJDIAK J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. STATIS, Bratislava, 2009. ISBN 978-80-85659-49-8.
8. KANJI G. K. 2006. *100 Statistical Tests. 3rd Edition*. SAGE, 2006.
9. KUBANOVÁ, J. 2008. *Statistické metody pro ekonomickou a technickou praxi*. Statis, Bratislava 2008. Vydání třetí – doplněné. ISBN 978- 80-85659-47-4
10. LINDA, B. 2010. *Pravděpodobnost*. Monografie. Univerzita Pardubice, Pardubice 2010. ISBN 978-80-7395-303-4

11. LUHA J. 1985. *Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi*. Vydal Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR. Bratislava 1985.
12. LUHA J. 2003. *Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov*. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003, ISBN 80-88946-32-8.
13. LUHA J. 2005. *Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov*. EKOMSTAT 2005, Štatistické metódy v praxi. SŠDS Trenčianske Teplice 22. – 27. 5. 2005.
14. LUHA J. 2010. *Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS, Bratislava, 2010. ISSN 1336-7420.
15. LUHA J. 2010. *Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS, Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
16. MACEJKOVÁ, Y. et al. 2005. *Didaktika plávania*. Bratislava : ICM Agency, 2005, s. 8, 15, 16, 149. ISBN 80-969268-3-7
17. PUTALA, M., MACEJKOVÁ, Y., MATÚŠ, I. 2010. *Objectification of strengt parameters monitoring in breastroke style*. Faculty of physical education and sport, Departmnt of Outdoor Sports & Swimming, Bratislava, 2010.
18. RIFFENBURG R. H. 2005. *Statistics in Medicine, Second Edition*. Academic Press 2005.
19. STEHLÍKOVÁ B., TIRPÁKOVÁ A., POMĚNKOVÁ J., MARKECHOVÁ D. 2009. *Metodologie výzkumu a statistická inference*. FOLIA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULRURAE MENDELIANAE BRUNENSIS. Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brne, 2009, ISBN 978-80-7375-362-7.
20. STREŠKOVÁ, E. 2008. *Rozvoj pohyblivosti pre úpolové športy*. Zborník vedeckých a odborných príspevkov pri príležitosti vedeckej konferencie konanej dňa 21.05.2008. Vydal Peter Mačura PEEM, Bratislava, s. 44-48. ISBN 978-80-89197-92-7
21. ŠTULRAJTER, V., ZRUBÁK, A., JÁNOŠDEÁK, J. 1998. *Strečing v tréningu futbalistu*. Bratislava : FTVŠ UK a SVSTVŠ. ISBN 80-88901-22-7

#### Adresy autorov:

Ján Luha, RNDr., CSc.  
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej  
genetiky LF UK a UN  
Sasinkova 4, Bratislava  
jan.luha@fmed.uniba.sk

Peter Berlanský, PaedDr.  
HALW Piešťany a IFBLR Piešťany  
berlansky.peter@post.sk,  
peterberlansky111@gmail.com  
adresa: Winterova 40, 921 01, Piešťany

**Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR,  
V. ako vnímajú občania imigrantov  
Public opinion on migrants and their integration in SR,  
V. how citizens perceive immigrants**

Ján Luha, Lenka Berová, Martina Žáková

**Abstract:** We present results from public opinion research on migrants and their integration in Slovak republic, fifth part – how citizens perceive immigrants.

**Abstrakt:** V príspevku prezentujeme výsledky výskumu verejnej mienky názorov migrantov na ich integráciu v Slovenskej republike, piata časť – ako vnímajú občania imigrantov.

**Key words:** public opinion, immigrants, integration in SR, perceive.

**Kľúčové slová:** názory verejnosti, imigranti, integrácia v SR, vnímanie.

**JEL Classification:** C1, C12.

## 1. Úvod

V príspevku prezentujeme piatu časť výsledkov vlastného výskumu názorov dospelých populácie Slovenskej republiky na aktuálne otázky a problémy spojené s problematikou migrácie, ktorý bol realizovaný v rámci vypracovania PhD. dizertačnej práce Berová L. (2012). Dotazník obsahuje niekoľko oblastí, ktoré špeciálne prezentujeme v príspevkoch - prvá časť výsledkov bola uverejnená v práci Berová L., Luha J., Žáková M. (2012) - I. postoje k imigrantom prichádzajúcim do SR, druhá v práci Luha J., Berová L., Žáková M. (2012a) II. začleňovanie imigrantov do spoločnosti, tretia v práci Luha J., Berová L., Žáková M. (2012b) - III. čím nás môžu imigranti obohatiť a štvrtá časť v práci Luha J., Berová L., Žáková M. (2012c) IV. čo by Vám prekážalo, keby?

Základná charakterizácia výskumu je samozrejme rovnaká: Terénna fáza celoslovenského reprezentatívneho výskumu bola realizovaná v období od polovice novembra 2011 do konca januára 2012 poučenými dobrovoľnými anketármi.

**Základný súbor** tvorilo 4 405 673 dospelých obyvateľov SR, t.j. 81,06% z 5 435 273 všetkých obyvateľov SR k 31.12.2010, podľa údajov Štatistického úradu SR (Vekové zloženie obyvateľstva SR v roku 2010. Demografická a sociálna štatistika. ŠÚ SR Bratislava).

**Výberový súbor** o rozsahu 1120 respondentov bol reprezentatívny podľa kontrolovaných znakov pohlavie, vek, kraj a aj podľa nekontrolovaného znaku vzdelanie.

V tomto príspevku prezentujeme názory dospelých populácie SR na ďalšiu časť otázok o názoroch na cudzincov/migrantov, ktorí prichádzajú na Slovensko – *ako vnímajú občania imigrantov*. Budeme skúmať výsledky za otázky „*Ako podľa Vášho názoru vníma naša spoločnosť migrantov - cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?*“ a „*Ako Vy osobne vnímate migrantov - cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?*“ a za ďalšiu otázku, ktorá s touto témou úzko súvisí „*Čím je najviac ovplyvnený Váš postoj k migrantom - cudzincom žijúcim na území Slovenska?*“

Uvedieme najprv základné výsledky v podobe frekvenčných tabuliek za celý skúmaný súbor dospelých populácie SR (vo veku 18 a viac rokov).

Tabuľka 1. Frekvenčná tabuľka otázky „*Ako podľa Vášho názoru vníma naša spoločnosť migrantov cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?*“

		Frequency	Percent	Valid Percent
Valid	1 pozitívne	13	1,2	1,2
	2 skôr pozitívne	81	7,2	7,3
	3 ani pozitívne ani negatívne	424	37,9	38,1
	4 skôr negatívne	518	46,3	46,6
	5 negatívne	76	6,8	6,8
	Total	1112	99,3	100,0
Missing	System	8	,7	
Total		1120	100,0	

Na túto otázku neodpovedalo 8 respondentov. Najčastejšia odpoveď bola skôr negatívne 46,6% zo všetkých odpovedajúcich respondentov. Značná časť respondentov až 38,1% využila „neutrálnu možnosť odpovede „ani pozitívne ani negatívne“. Pozitívne a skôr pozitívne, podľa odpovedí respondentov vníma naša spoločnosť v 8,5% prípadov a až v 53,4% prípadov „skôr negatívne a negatívne“. Priemerná „známka“ 3,51 na škále 1=pozitívne až 5=negatívne tiež ukazuje prevládajúce negatívne hodnotenie.

Tabuľka 2. *Ako Vy osobne vnímate migrantov cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?*

		Frequency	Percent	Valid Percent
Valid	1 pozitívne	62	5,5	5,6
	2 skôr pozitívne	220	19,6	19,7
	3 ani pozitívne ani negatívne	617	55,1	55,2
	4 skôr negatívne	167	14,9	15,0
	5 negatívne	51	4,6	4,6
	Total	1117	99,7	100,0
Missing	System	3	,3	
Total		1120	100,0	

Na túto otázku neodpovedali 3 respondenti. Neutrálnu odpoveď využilo až 55,2% respondentov. V tomto prípade boli pozitívne hodnotenia v o trochu viac prípadoch ako negatívne. Pozitívnych a skôr pozitívnych odpovedí bolo v 25,3% prípadov a skôr negatívnych a negatívnych odpovedí v 19,6% prípadov. Priemerná hodnota podľa zvolenej škály bola 2,93 - čo je mierne lepšia známka ako „prostredná“ známka 3.

Tabuľka 3. *Čím je najviac ovplyvnený Váš postoj k migrantom cudzincom žijúcim na území Slovenska?*

		Frequency	Percent	Valid Percent
Valid	1 inou kultúrou krajiny, odkiaľ k nám prišli	205	18,3	18,5
	2 neznalosťou kultúry krajiny, odkiaľ k nám prišli	64	5,7	5,8
	3 osobnými zážitkami a skúsenosťami s cudzincami	180	16,1	16,2
	4 počtom cudzincov žijúcich na našom území	67	6,0	6,0
	5 médiami (rozhlas, televízia, noviny...)	230	20,5	20,8
	6 verejnou mienkou	86	7,7	7,8
	7 nedostatočnými informáciami o nich	243	21,7	21,9
	8 iné (uviesť)	33	2,9	3,0
	Total	1108	98,9	100,0
Missing	System	12	1,1	
Total		1120	100,0	

Otázka mala preddefinovaných 8 variantov odpovede. Neodpovedalo na ňu 12 respondentov a 33 uviedlo variant iné, čo je v súbore odpovedajúcich respondentov iba 3%. Podľa odpovedí respondentov je ich postoj ku imigrantom najviac (21,9% prípadov) ovplyvnení nedostatočnými informáciami o nich, v 20,8% sú ovplyvňovaní médiami, v 18,5% inou kultúrou krajiny, odkiaľ k nám prišli, v 16,2% prípadov osobnými zážitkami a skúsenosťami s cudzincami. V menšej miere sú zastúpené ďalšie varianty odpovede 7,8% verejnou mienkou, 6,0% médiami a 5,8% neznalosťou kultúry krajiny, odkiaľ k nám prišli.

## 2. Špecifiká názorov na imigrantov podľa demografických znakov

Skúmame diferenciáciu názorov respondentov podľa demografických znakov doplnených o dve otázky „Žili ste niekedy viac ako tri mesiace v zahraničí?“ a „Poznáte vo svojom blízkom okolí migranta z iného štátu, ktorý sa rozhodol žiť v SR?“.

### 2.1. Ako podľa Vášho názoru vníma naša spoločnosť migrantov - cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?

Skúmame diferenciáciu názorov na otázku „ako vníma naša spoločnosť imigrantov?“. Výsledky testovania pomocou Chí-kvadrát testu kontingenčných tabuliek sú v tabuľke 1.

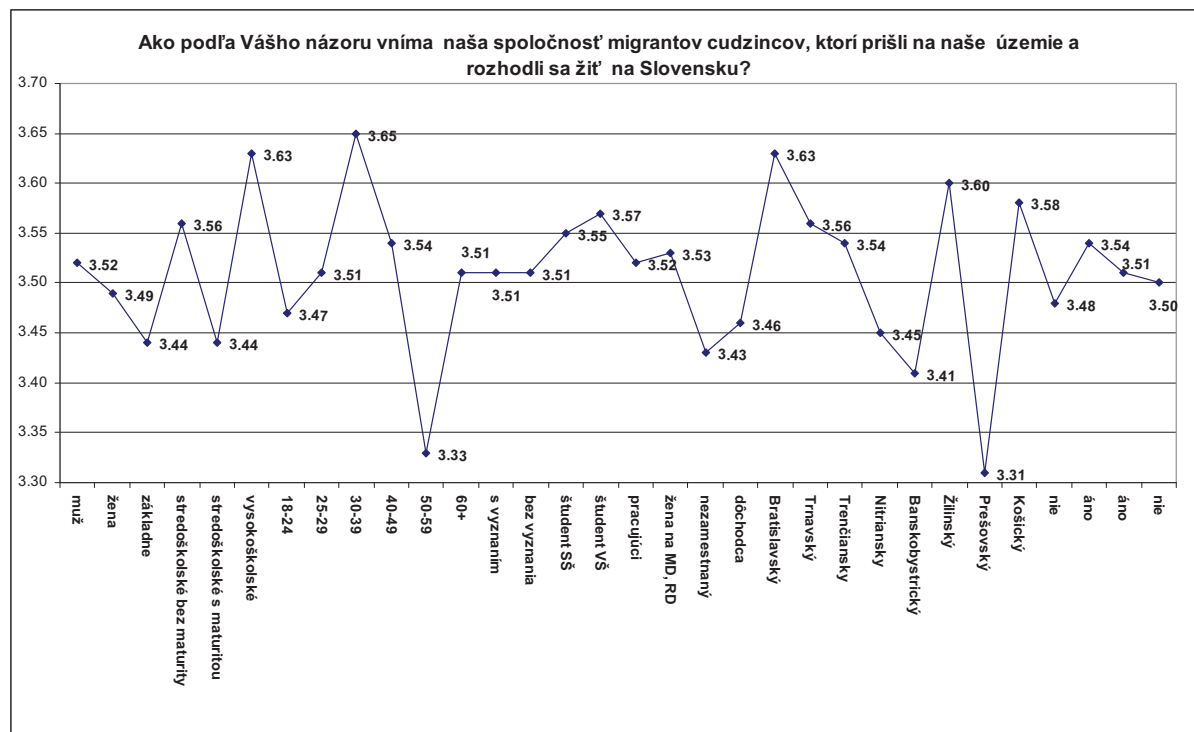
#### V tabuľkách výsledkov testov sme skrátili názvy premenných.

Diferenciácia názorov na skúmanú otázku nie je štatisticky významná podľa pohlavia, vierovyznania, či žili dlhšie v zahraničí a ako vnímajú respondenti imigrantov. Názory respondentov podľa vzdelania, veku, ekonomickej aktivity a krajov sú štatisticky významne diferencované, čo sa prejaví vo výsledkoch prezentovaných v grafe 1.

Tabuľka 4. Výsledky testov otázky – ako vníma naša spoločnosť imigrantov? - podľa demografických znakov

Ako podľa Vášho názoru vníma naša spoločnosť migrantov_cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?	pohl	vzdel	vek	viera	ek.akt	kraj	zahraničie	imigrant
P-hodnoty	0.749	0.015	0.001	0.348	0.012	0.001	0.847	0.127

Graf 1. Profil otázky – ako vníma naša spoločnosť imigrantov? – podľa demografických znakov



Keďže škála odpovedí na otázku je 1= pozitívne, 2=skôr pozitívne, 3=ani pozitívne ani negatívne, 4=skôr negatívne, 5=negatívne, vypočítali sme na prezentáciu výsledkov odpovedí priemery podľa kategórií demografických znakov – to umožňuje jednoduchú prezentáciu



v grafe 1. *Stred škály odpovedí je 3 a teda hodnoty pod 3 značia viac pozitívny vzťah respondentov a vyššie hodnoty ako 3 značia viac negatívny vzťah respondentov.* Z výsledkov testovania v tabuľke 1. vyplýva, že diferenciacia názorov respondentov na otázku ako vníma *spoločnosť* imigrantov nie je štatisticky významná podľa pohlavia, vierovyznania, podľa toho či žili dlhšie v zahraničí a či poznajú imigranta v svojom blízkom okolí. Vyjadrenie priemerov v grafe pri týchto znakoch vykazuje „bližšie“ hodnoty priemerov. U štatisticky významných diferenciácií podľa vzdelania, vekových kategórií, vierovyznania a kraja vidno v grafe väčšie diferencie priemerov podľa príslušných kategórií.

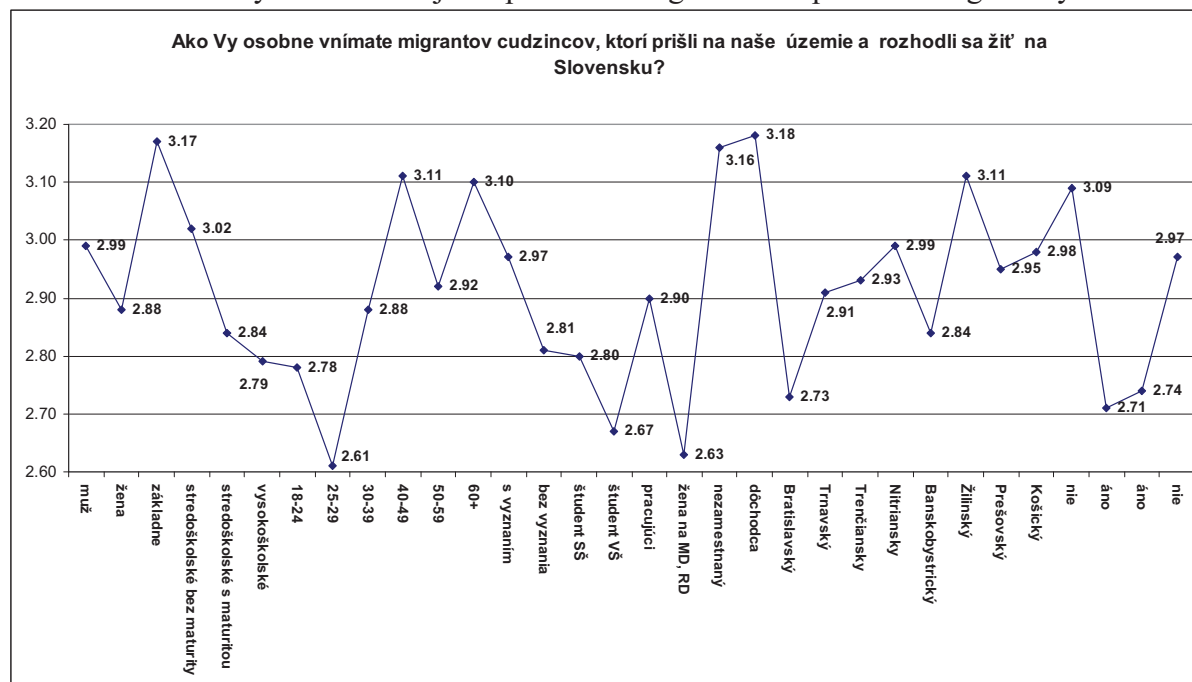
## 2.2. Ako Vy osobne vnímate migrantov\_cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?

Výsledky testovania pomocou Chí-kvadrát testu kontingenčných tabuliek sú v tabuľke 5. Diferenciacia názorov na túto otázku nie je štatisticky významná iba podľa krajov. Podľa všetkých demografických znakov sú názory respondentov štatisticky významne diferencované, čo sa prejaví vo výsledkoch prezentovaných v grafe 2.

Tabuľka 5. Výsledky testov otázky – ako vnímajú respondenti imigrantov? - podľa demografických znakov

Ako Vy osobne vnímate migrantov_cudzincov, ktorí prišli na naše územie a rozhodli sa žiť na Slovensku?	pohl	vzdel	vek	viera	ek.akt	kraj	zahraničie	imigrant
P-hodnoty	0.000	0.000	0.000	0.030	0.000	0.457	0.000	0.000

Graf 2. Profil otázky – ako vnímajú respondenti imigrantov? – podľa demografických znakov



## 2.3. Čím je najviac ovplyvnený Váš postoj k migrantom\_cudzincem žijúcim na území Slovenska?

Výsledky testovania pomocou Chí-kvadrát testu kontingenčných tabuliek sú v tabuľke 6. Diferenciacia názorov na skúmanú otázku nie je štatisticky významná podľa veku, vierovyznania a krajov. Názory respondentov podľa vzdelania, ekonomickej aktivity a krajov, či žili dlhšie v zahraničí a či pozná imigranta z blízkeho okolia sú štatisticky významne



diferencované, čo sa prejaví vo výsledkoch prezentovaných v tabuľke 7. Zainteresovaný čitateľ si podrobnejšiu analýzu výsledkov urobí. Vzhľadom na limitovaný rozsah príspevku ju nerobíme.

Tabuľka 6. Výsledky testov otázky – čím je najviac ovplyvnený Váš postoj ku imigrantom na Slovensku? - podľa demografických znakov

Čím je najviac ovplyvnený Váš postoj k migrantom_cudzincom žijúcim na území Slovenska?	pohl	vzdel	vek	viera	ek.akt	kraj	zahranície	imigrant
<b>P-hodnoty</b>	<b>0.005</b>	<b>0.000</b>	<b>0.194</b>	<b>0.372</b>	<b>0.011</b>	<b>0.412</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>

Tabuľka 7. Profil otázky – ako vnímajú respondenti imigrantov? – podľa demografických znakov

znak	kategória	inou kultúrou krajiny, odkiaľ k nám prišli	neznalosťou kultúry krajiny, odkiaľ k nám prišli	osobnými zážitkami a skúsenosťami s cudzincami	počtom cudzincov žijúcich na našom území	médiami (rozhlas, televízia, noviny...)	verejnou mienkou	nedostatočnými informáciami o nich	iné (uviesť)
<b>pohlavie</b>	muž	18.42	5.08	19.17	7.52	18.98	8.27	18.61	3.95
	žena	18.58	6.42	13.54	4.69	22.40	7.29	25.00	2.08
<b>vzdelanie</b>	základne	19.89	2.21	14.92	8.84	20.44	13.81	16.57	3.31
	stredoškolské bez maturity	20.34	5.52	16.55	7.24	15.86	10.34	22.76	1.38
	stredoškolské s maturitou	17.35	7.95	12.29	5.54	25.06	5.30	23.37	3.13
	vysokoškolské	17.12	4.95	24.32	3.15	19.37	4.05	22.52	4.50
<b>vek_kat</b>	vek 18-24	22.86	7.14	17.86	3.57	18.57	6.43	22.14	1.43
	vek 25-29	18.97	6.03	18.97	3.45	22.41	2.59	24.14	3.45
	vek 30-39	17.86	5.80	20.98	4.46	19.64	8.48	20.54	2.23
	vek 40-49	17.11	4.81	12.83	7.49	16.58	9.09	26.74	5.35
	vek 50-59	17.77	5.58	14.72	9.14	23.86	5.08	19.80	4.06
	vek 60 a viac	18.03	5.74	13.52	6.56	22.95	11.48	20.08	1.64
<b>vierovyznanie</b>	s vyznaním	18.45	5.46	15.05	6.43	20.87	8.13	22.94	2.67
	bez vyznania	18.44	6.74	19.86	4.96	20.57	6.74	18.79	3.90
<b>ekonomická aktivita</b>	študent SŠ	21.57	3.92	23.53	3.92	15.69	13.73	15.69	1.96
	študent VŠ	26.25	10.00	15.00	1.25	16.25	1.25	27.50	2.50
	pracujúci	17.23	5.08	17.69	6.62	19.85	6.46	23.54	3.54
	žena na MD	8.51	8.51	14.89	0.00	36.17	10.64	19.15	2.13
	nezamestnaný	25.81	5.38	13.98	9.68	17.20	8.60	17.20	2.15
	dôchodca	17.65	6.42	11.23	6.42	25.13	12.30	18.72	2.14

Tabuľka 7. Profil otázky – ako vnímajú respondenti imigrantov? – podľa demografických znakov - pokračovanie

<b>Kraj SR</b>	Bratislavský	15.67	5.97	29.10	5.22	19.40	4.48	15.67	4.48
	Trnavský	17.24	5.17	17.24	4.31	24.14	6.90	21.55	3.45
	Trenčiansky	16.54	6.02	15.04	4.51	21.80	9.77	23.31	3.01
	Nitriansky	16.22	6.76	15.54	5.41	21.62	8.11	23.65	2.70
	Banskobystrický	14.93	2.99	14.93	6.72	22.39	8.21	29.10	0.75
	Žilinský	17.73	7.09	11.35	9.22	21.99	9.22	20.57	2.84
	Prešovský	25.16	5.16	12.26	7.74	15.48	7.10	23.23	3.87
	Košický	23.13	6.80	15.65	4.76	20.41	8.16	18.37	2.72
<b>Žili ste v zahraničí?</b>	áno	15.92	5.47	31.34	3.48	15.92	4.48	18.91	4.48
	nie	19.20	5.88	12.99	6.66	21.75	8.44	22.42	2.66
<b>Poznáte imigranta?</b>	áno	17.17	6.96	30.87	5.22	16.74	5.87	14.13	3.04
	nie	19.50	4.95	5.88	6.66	23.68	9.13	27.24	2.94

### 3. Závery

Migrácia je neoddeliteľnou súčasťou procesu globalizácie a patrí medzi hlavné komponenty demografického vývoja vo svete. Nie je výlučne javom súčasnosti, ale je to prirodzený jav, ktorý sprevádza spoločnosť od jej vzniku. Dejiny ľudstva sú dejinami migračných pohybov za lepšími životnými podmienkami, ktoré budú pokračovať aj v budúcom období a týka sa aj Slovenska. Migrácia má vplyv na sociálnu štruktúru lokality, v ktorej prichádzajú do vzájomného vzťahu pôvodné a prisťahované obyvateľstvo.

Na základe výsledkov nášho výskumu možno konštatovať, že respondenti s priemernou hodnotou odpovede 3,51 vyjadrili svoj názor, že naša spoločnosť vníma imigrantov, ktorí k nám prišli žiť, skôr negatívne až negatívne. Pri hodnotení svojho osobného vzťahu k imigrantom boli respondenti s priemernou odpoveďou 2,93 tolerantnejší, pričom ich osobné postoje boli najviac ovplyvňované nedostatkom informácií, médiami a inou kultúrou krajiny pôvodu migrantov.

Na základe nášho výskumu považujeme za potrebné venovať zvýšenú pozornosť migračnej problematike, aby sme sa vyhli etnickému napätiu či konfliktom. Tým, ako sme schopní integrovať imigrantov do našej spoločnosti preukazujeme svoju vyspelosť.

### 4. Literatúra

- [1] Berová L. (2012): Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu do spoločnosti. PhD. dizertačná práca. Trnavská univerzita v Trnave, Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce. Trnava 2012.
- [2] Berová L., Luha J., Žáková M. (2012): Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR: I. postoje k imigrantom prichádzajúcim do SR. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [3] Kubanová, J.: Statistické metódy pro ekonomickou a technickou praxi. Stasis, Bratislava 2008. Vydání třetí – doplněné. ISBN 978- 80-85659-47-4. pp 245.
- [4] Linda, B.: Pravděpodobnost. Monografie. Univerzita Pardubice, Pardubice 2010. ISBN 978-80-7395-303-4. pp 168.

- [5] Luha, J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV Bratislava 1985.
- [6] Luha J., Berová L., Žáková M. (2012a): Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR: II.začleňovanie imigrantov do spoločnosti. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [7]Luha J., Berová L., Žáková M (2012b).: Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR: III. čím nás môžu imigranti obohatiť. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 6/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [8]Luha J., Berová L., Žáková M. (2012c): Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR: IV. čo by Vám prekážalo, keby? FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [9] Luha J. (2007): Kvóťový výber. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2007. SŠDS Bratislava 2007. ISSN 1336-7420.
- [10] Luha J. (2009): Matematicko-štatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [11] Luha J. (2010): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí výskumu. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [12]Pecáková I.(2008): Statistika v terénnych průzkumech. Professional Publishing, Praha 2008. ISBN 978-80-86946-74-0.
- [13]Řezanková A.(2007): Analýza dat z dotazníkových šetření. Professional Publishing, Praha 2007. ISBN 978-80-86946-49-8.
- [14]Stankovičová I., Vojtková M.(2007): Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. IURA EDITION, Bratislava 2007, ISBN 978-80-8078-152-1.

**Adresy autorov:**

Ján Luha, RNDr., CSc.  
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej  
genetiky LF UK a UN Bratislava  
jan.luha@fmed.uniba.sk

Lenka Berová, Ing.,PhD.  
Katedra sociálnej práce  
FZaSP, Trnavská univerzita  
lenka.berova@gmail.com

Martina Žáková, doc. PhDr., PhD.  
Katedra sociálnej práce  
FZaSP, Trnavská univerzita  
martina.zakova@truni.sk

## ESSPROS – regionálne ukazovatele v účeloch sociálne vylúčenie a staroba ESSPROS – regional indicators in functions social exclusion and old-age

Alexandra Petrášová

**Abstract:** The contribution is focused on presentation of current data in regional structure to following groups of social protection indicators:

- number of state social benefit beneficiaries,
- expenditure on state social benefits,
- number of social insurance benefits (old-age pension),
- expenditure on social insurance benefits.

**Abstrakt:** Cieľom tohto príspevku je prezentovať aktuálne údaje v regionálnom členení k nasledovným skupinám ukazovateľov štatistiky sociálnej ochrany:

- počty poberateľov štátnych sociálnych dávok
- výdavky na štátne sociálne dávky
- počty poberateľov dávok sociálneho poistenia (starobného dôchodku)
- výdavky na dávky sociálneho poistenia (starobný dôchodok).

**Key words:** Expenditure and number of beneficiaries of material need benefit and contributions, old-age pension, expenditure and number of pension beneficiaries, district of Slovakia.

**Kľúčové slová:** Výdavky na dávky v hmotnej núdzi a poberatelia dávok, starobný dôchodok, výdavky na dôchodky a poberatelia dôchodkov, okresy SR.

**JEL classification:** J14, J26, P36, P46.

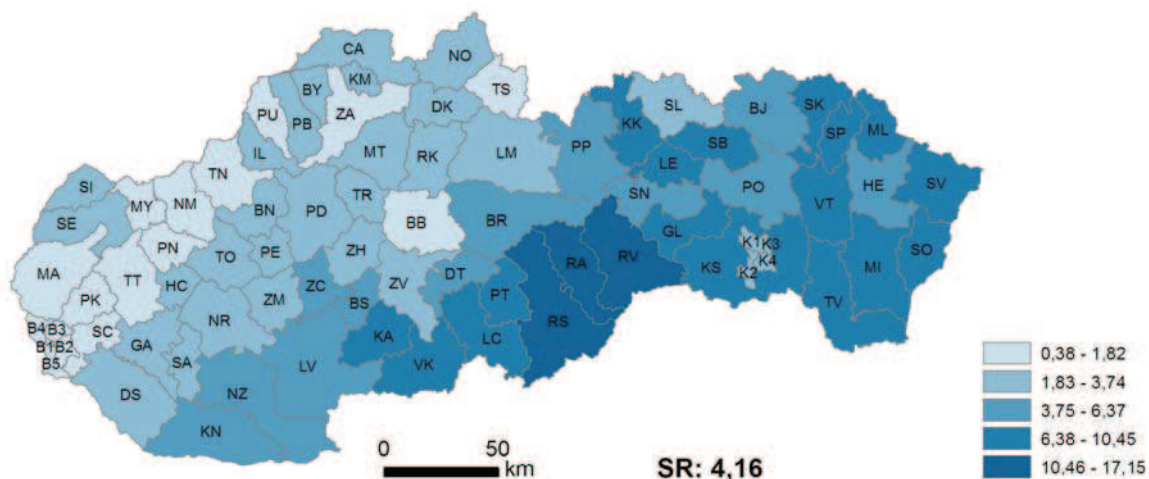
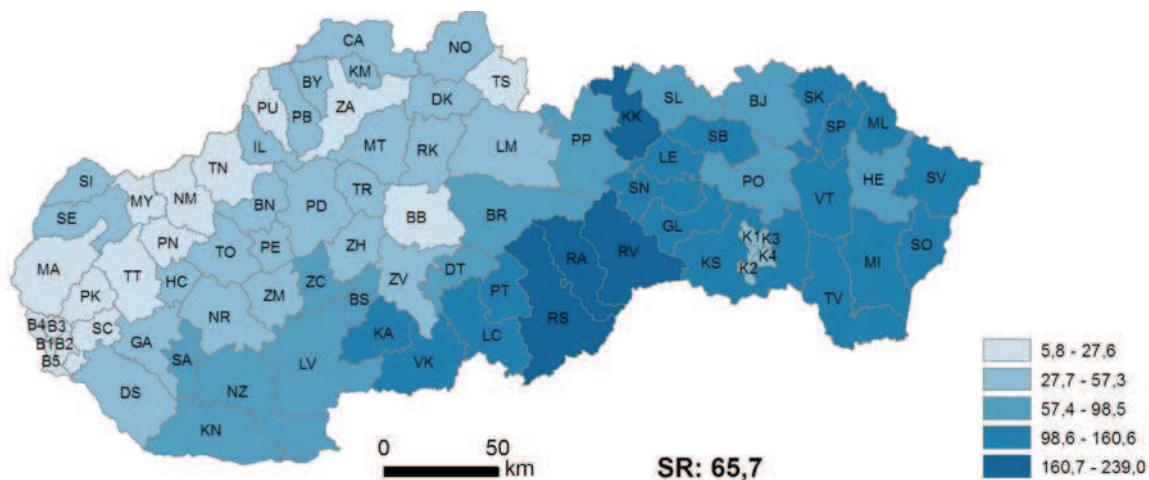
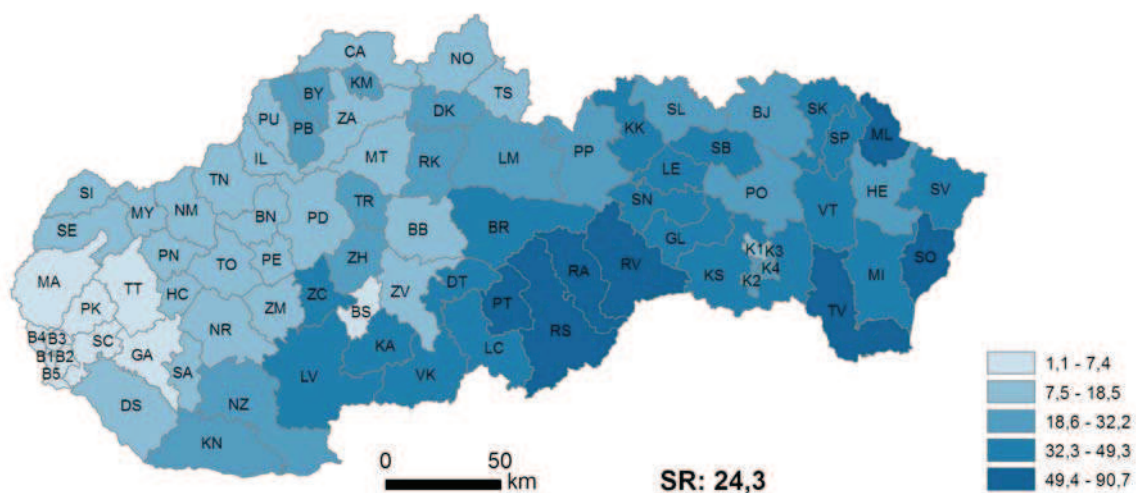
### 1. Úvod

V zmysle platnej Lisabonskej zmluvy sú členské štáty EÚ a Európska únia ako celok povinné pri definovaní a implementovaní svojich politík klásť dôraz na plnú zamestnanosť, sociálnu ochranu pre všetkých občanov a boj proti sociálnej exklúzii.

Po roku 1993 sa v Slovenskej republike vplyvom regionálnych rozdielov v oblasti hospodárskeho vývoja prehĺbuje rozdiel v životnej úrovni obyvateľstva v jednotlivých okresoch. Príspevok sa zaoberá aktuálnym stavom chudoby v okresoch SR (cez dávku v hmotnej núdzi) a regionálnymi ukazovateľmi dôchodkového poistenia, najmä starobnými dôchodkami (počty vyplatených starobných dôchodkov a priemerné výšky starobných dôchodkov).

### 2. Mapa chudoby – poberatelia dávky v hmotnej núdzi a výdavky na dávku

V rámci systému sociálnej ochrany je záchranná sociálna sieť (jednotlivcov, rodiny a jej členov) zabezpečená predovšetkým prostredníctvom nástrojov pomoci v hmotnej núdzi (zákon č. 599/2003 Z. z. o pomoci v hmotnej núdzi a o zmene a doplnení niektorých zákonov). Právo na takú pomoc, ktorá je nevyhnutná na zabezpečenie základných životných podmienok, je zakotvené v Ústave Slovenskej republiky.

**M1** Mesačné výdavky na dávky v hmotnej núdzi a príspevky k dávke na 1 obyvateľa (v €), december 2012**M2** Počet poberteľov dávky v hmotnej núdzi a príspevkov k dávke (so spoločne posudzovanými osobami) na 1 000 obyvateľov, k 31. 12. 2012**M3** Počet poberteľov dávky v hmotnej núdzi - uchádzači o zamestnanie na 1 000 obyvateľov, k 31. 12. 2012



Cieľom je, aby pomoc v hmotnej núdzi mala povahu len preventívnych opatrení a dočasných riešení u tých, ktorých potenciál sa dá aktivovať. Aktivačné prvky v systéme pomoci v hmotnej núdzi smerujú jednoznačne k podpore filozofie aktívnej inklúzie.

Formami pomoci v hmotnej núdzi sú dávka v hmotnej núdzi, ktorá je poskytovaná na jednej zo šiestich úrovni a príspevky k dávke v hmotnej núdzi. Dávka a príspevky sú poskytované občanovi v hmotnej núdzi a fyzickým osobám, ktoré sa s občanom v hmotnej núdzi spoločne posudzujú za podmienok taxatívne vymedzených v zákone o pomoci v hmotnej núdzi.

Sumy dávky v hmotnej núdzi (platné od 1. 9. 2009 sa dávka nevalorizovala)

1. 60,50 € jednotlivec
2. 115,10 € jednotlivec s 1- 4 deťmi,
3. 168,20 € jednotlivec s viac ako 4 deťmi,
4. 105,20 € dvojica bez detí,
5. 157,60 € dvojica s 1- 4 deťmi,
6. 212,30 € dvojica s viac ako 4 deťmi.

Sumy príspevkov k dávke v hmotnej núdzi (platné od 1. 9. 2009)

- 2,00 € na zdravotnú starostlivosť,
- 63,07 € aktivačný príspevok,
- 63,07 € ochranný príspevok alebo 34,96 €, ak nepriaznivý zdravotný stav občana v hmotnej núdzi trvá nepretržite viac ako 30 dní
- 55,80 € príspevok na bývanie - jednotlivec,
- 89,20 € príspevok na bývanie – rodina,
- 13,50 € príspevok pre tehotnú ženu,
- 13,50 € príspevok rodičom dieťaťa do 1 roka,
- 17,20 € príspevok za plnenie povinnej školskej dochádzky pre každé dieťa.

Určenie výšky dávky a príspevkov sa určí ako rozdiel medzi sumou nárokov a príjmom žiadateľa.

Celkový počet občanov v hmotnej núdzi k 31.12. 2012 bol 354 917 (6,6 % obyvateľov SR). V porovnaní s rovnakým obdobím 2011 predstavuje pokles o 5 376 občanov, t. j. pokles o 1,63 %. Na dávku v hmotnej núdzi a príspevky k dávke boli v roku 2012 poskytnuté finančné prostriedky vo výške 269,993 mil. €.

Najvyšší podiel osôb v hmotnej núdzi z celkového počtu obyvateľov v systéme pomoci v hmotnej núdzi za sledované obdobie (ku koncu roka 2012) bol v Košickom kraji (11,83 %), v Prešovskom kraji (10,90 %) a v Banskobystrickom kraji (10,77 %). Najnižší podiel vykazoval Bratislavský kraj, a to 1,06 %.

K 31.12. 2012 bolo 131 551 poberateľov dávky v hmotnej núdzi, ktorí boli tiež v evidencii uchádzačov o zamestnanie (2,4 % z obyvateľov SR a 29,6 % z uchádzačov o zamestnanie).

Číslo mapy	Minimum	Maximum	Medián
M1 (na 1 obyvateľa v €)	BA IV = 0,38	RS = 17,15	3,19
M2 (na 1000 obyv.)	BA IV = 5,79	RA = 239,0	48,81
M3 (na 1000 obyv.)	BA II = 1,07	RA = 90,70	20,78

Najvyšší počet poberateľov dávky v hmotnej núdzi (so spoločne posudzovanými osobami) na 1000 obyvateľov sa k 31.12.2012 vyskytoval v okrese Revúca (239,0). Tento ukazovateľ je vyšší ako 16 % aj v okresoch Rimavská Sobota, Kežmarok a Sabinov. Obyvatelia s dávkami v hmotnej



núdzi tvoria menej ako 1 promile vo všetkých okresoch Bratislava, Senec a Pezinok. Rozdiel medzi minimálnou a maximálnou hodnotou ukazovateľa je 41,3 násobný.

Mesačné výdavky na dávky v hmotnej núdzi a príspevky k dávke v decembri 2012 v prepočte na 1 obyvateľa SR predstavovali 4,16 €. Hodnoty ukazovateľa sa pohybovali od 0,38 € v okrese Bratislava 4 a maximálnu hodnotu 17,15 € dosiahol v okrese Rimavská Sobota (45,1 násobok).

Najviac evidovaných nezamestnaných poberalo dávky a príspevky k dávke v hmotnej núdzi v okrese Revúca (90,7 na 1 000 obyvateľov v okrese), t. j. 85,7 násobne viac ako v okrese Bratislava 2 s najnižšou hodnotou ukazovateľa.

### 3. Starobný dôchodok

Dôchodkový systém na Slovensku je od januára 2005 postavený na troch pilieroch:

1. dôchodkové poistenie (priebežný dôchodkový systém) vykonávaný Sociálnou poisťovňou
2. starobné dôchodkové sporenie vykonávané dôchodkovými správcovskými spoločnosťami
3. doplnkové dôchodkové sporenie vykonávané doplnkovými dôchodkovými spoločnosťami

Dôchodkový systém pre silové rezorty (MV SR, MO SR, Colná správa a Zbor väzenskej a justičnej stráže) je realizovaný systémom výsluhového dôchodkového zabezpečenia. Významné pre niektorých seniorov začínajú byť aj dôchodky vyplácané z cudziny, najmä z krajín EÚ.

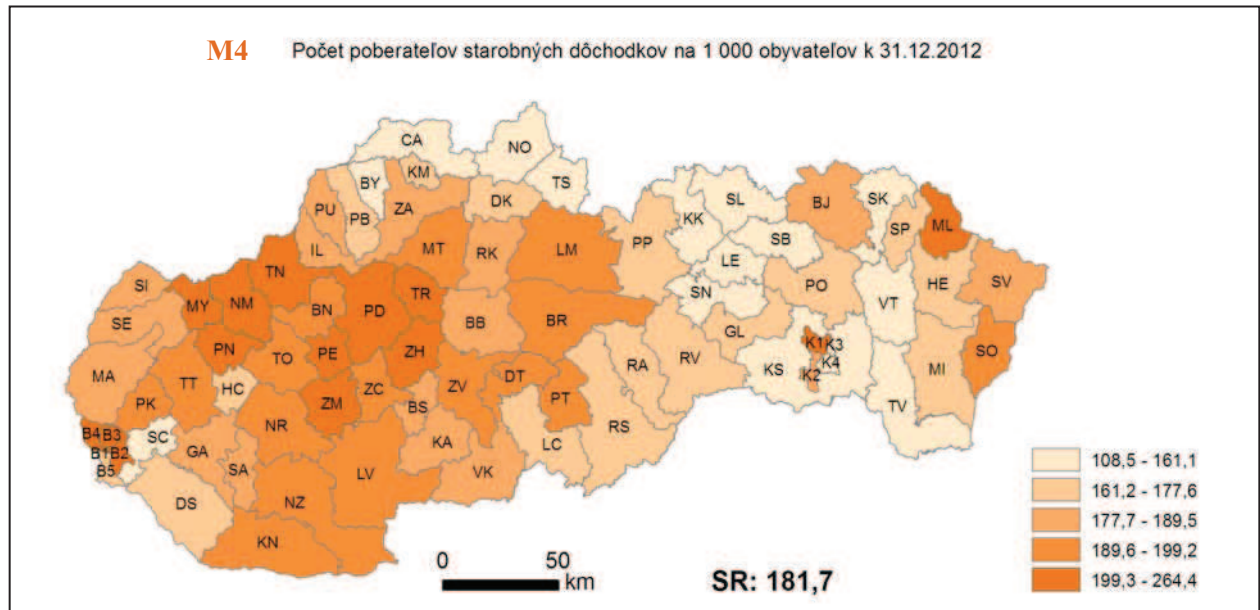
**Tab. 1 Ukazovatele dôchodkov vyplácaných zo Sociálnej poisťovne k 31. 12. 2012**

Druh dôchodku	Priemerné mesačné výšky sólo dôchodkov* (v €)			Rodový rozdiel (ženy v %)	% zo životného minima	% z priem. čistej mzdy	% z priem. čistej minimálnej mzdy	Počty vyplácaných dôchodkov
	muži	ženy	spolu					
Starobný	424,83	310,10	350,30	73,0	180,0	55,9	123,6	980 863
Predčasný starobný	392,14	313,11	372,99	79,8	191,7	59,5	131,6	24 404
Invalidný do 70%	209,37	163,97	187,27	78,3	96,2	29,9	66,1	113 382
Invalidný nad 70%	357,35	300,55	330,97	84,1	170,1	52,8	116,8	114 419
Invalidný spolu	285,27	230,96	259,45	81,0	133,3	41,4	91,6	227 801
Vdovský	x	147,25	147,25		75,7	23,5	52,0	297 828
Vdovecký	97,39	x	97,39		50,1	15,5	34,4	39 049
Sirotský	123,41	130,03	128,24	105,4	65,9	20,5	45,3	26 923
Manželky	x	19,00	19,00		9,8	3,0	6,7	1 030
Sociálny Invalidný z mladosti	209,47	209,08	209,23	99,8	107,5	33,4	73,8	2 319
	249,82	246,76	248,47	98,8	127,7	39,7	87,7	7 800

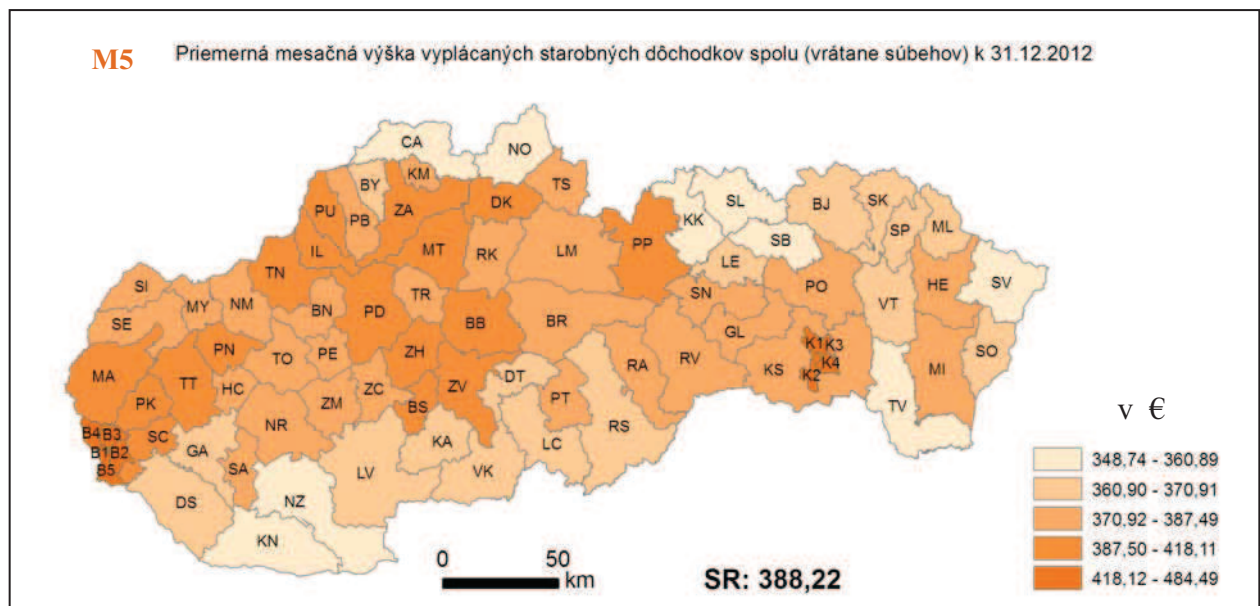
\* bez zvýšenia pre bezvládnosť

Sociálna poisťovňa v decembri 2012 vyplatila 980 863 starobných dôchodkov. K 31. 12. 2012 dosiahla priemerná mesačná výška starobného dôchodku sólo 350,30 €. Priemerný starobný dôchodok sólo u žien (310,10 €) predstavoval 73,0 % výšky priemerného starobného dôchodku sólo u mužov (424,83 €). K 31. 12. 2012 mal starobný dôchodok sólo (nezdanený) hodnotu

180,0 % životného minima, 55,9 % hodnoty priemernej čistej mzdy a 123,6 % priemernej čistej minimálnej mzdy.



Číslo mapy	Minimum	Maximum	Medián
M4 (na 1000 obyv.)	K4 = 108,46	B1 = 264,44	182,57
M5 (v €)	SB = 348,74	B1 = 484,49	377,34



Najviac poberateľov starobného dôchodku (vrátane súbehov) na 1000 obyvateľov sa k 31.12.2012 vyskytoval v okresoch Bratislava 1 (26,4 % z obyvateľov okresu) a Košice 1 (25,8 %). Tento ukazovateľ je vyšší ako 20 % aj v okresoch Bratislava 2 až 4, Piešťany, Myjava, Nové Mesto nad Váhom, Partizánske, Prievidza, Zlaté Moravce, Turčianske Teplice, Žiar nad Hronom

a Medzilaborce. V okrese Košice 4 tvoria seniori so starobným dôchodkom len 10,8 % z obyvateľov tohto okresu. Pod 15 % je podiel dôchodcov s týmto druhom dôchodku v okresoch Námestovo, Čadca, Kežmarok, Levoča, Stará Ľubovňa, Svidník, Košice 3 a 4 a Spišská Nová Ves (okresy s mladšou populáciou).

Hodnoty ukazovateľa „Priemerná mesačná výška starobných dôchodkov (vrátane súbehov) k 31.12.2012“ sa pohybovali od 348,74 € v okrese Sabinov a maximálnu hodnotu 484,49 € dosiahol v okrese Bratislava 1 (1,4 násobok, rozdiel 135,75 €).

Významné rozdiely v hodnotách ukazovateľov medzi jednotlivými okresmi sú závislé najmä od existencie pracovných príležitostí a ich kvality a sú ovplyvnené aj demografickými faktormi.

#### **4. Záver**

Článok poukazuje na významné rozdiely aktuálnych hodnôt sledovaných ukazovateľov v účeloch sociálne vylúčenie, nezamestnanosť a staroba v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky. Táto úvodná analýza by mohla byť podkladom pre detailnejšie a komplexnejšie analýzy z regionálneho pohľadu.

#### **5. Literatúra a zdroje údajov**

[1] Alexandra Petrášová, ESSPROS – Výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, 2009-2010, dostupné na webe:

<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=42594>

[2] Sociálna ochrana – ukazovatele štátnych sociálnych dávok v okresoch SR k 31.12.2012; marec 2012, ŠÚ SR

<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=15545>

ÚPSVaR: [http://www.upsvar.sk/statistiky/socialne-veci-statistiky/2012-socialne-davky.html?page\\_id=151828](http://www.upsvar.sk/statistiky/socialne-veci-statistiky/2012-socialne-davky.html?page_id=151828)

ŠÚ SR: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=4>

Sociálna poisťovňa: <http://www.socpoist.sk/646/1614s>

#### **Adresa autorky:**

Ing. Mgr. Alexandra PETRÁŠOVÁ, PhD.

Štatistický úrad SR

Miletičova 3

824 67 Bratislava

Slovenská republika

email: [alexandra.petrasova@statistics.sk](mailto:alexandra.petrasova@statistics.sk)

## Rating of social and communication skills of managers in selected enterprises of agro-food sector in the Slovak Republic

### Hodnotenie sociálno-komunikačných zručností manažérov vo vybraných podnikoch agropotravinárskeho sektora v Slovenskej republike

Miroslav Poláček, Anna Tirpáková, Dagmar Markechová

**Abstract:** The aim of this article is to present the application of statistical methods in the evaluation of results of project from the field of social research.

**Key words:** manager, social and communication skills,  $\chi^2$  – test, contingency coefficient, correlation coefficient

**Kľúčové slová:** manažér, sociálno-komunikačné zručnosti,  $\chi^2$  – test, koeficient kontingencie, koeficient korelácie

**JEL classification:** C14

#### 1. Úvod

Empirické výskumy naznačujú, že riadiaci pracovníci venujú až 70 percent svojho času interakcii a komunikácii s druhými ľuďmi. Bez komunikácie, schopnosti motivovať, umenia počúvať a ďalších sociálno-komunikačných zručností vedenie ľudí nemôže byť dostatočne efektívne. Manažéri prichádzajú do kontaktu nielen s podriadenými, spolupracovníkmi a kolegami, ale ako reprezentanti určitej skupiny aj s inými skupinami, podnikmi a verejnosťou. Aj táto skutočnosť kladie na ich interpersonálne zručnosti zvýšené nároky. Väčšina odborníkov z oblasti manažmentu sa však domnieva, že práca s ľudskými zdrojmi má stále veľké rezervy. Za hlavnú príčinu tohto stavu uvádzajú fakt, že riadiaci pracovníci sú síce dobre vybavení odbornými vedomosťami a skúsenosťami, nie sú však dostatočne vybavení sociálno-komunikačnými zručnosťami. A práve tento rozmer môže byť pri celkovom úspechu v ich manažérskej práci často rozhodujúci.

V súlade s uvedenými skutočnosťami bolo cieľom nášho výskumu zistiť, aká je úroveň sociálno-komunikačných zručností manažérov vo vybraných podnikoch agropotravinárskeho sektora v Slovenskej republike. Pri hodnotení sociálno-komunikačných zručností manažérov sme použili štandardizovaný psychologický test - Dotazník sociálno-komunikačných zručností (Social Skills Inventory by Riggio - SSI).

Výskum sme uskutočnili so zreteľom na špecifiká práce v poľnohospodárstve a potravinárstve. Najmä v oblasti prvovýroby existujú ťažké pracovné podmienky, ktoré vyplývajú zo sezónnosti výroby, dlhého výrobného cyklu a nedostatočného mzdového ohodnotenia. V takomto prostredí sú na riadiaceho pracovníka kladené obzvlášť vysoké požiadavky. Pokiaľ si manažér chce udržať zaškolených pracovníkov alebo ak chce získať nových zamestnancov, musí sa sústreďovať najmä na stimuláciu nehmotnými prostriedkami. Ukazuje sa, že i tu najdôležitejšiu úlohu zohráva komunikácia a medziľudské vzťahy.

Cieľom predloženého článku je prezentovať vyhodnotenie výsledkov uvedeného výskumu pomocou metód matematickej štatistiky a interpretovať získané výsledky.

#### 2. Charakteristika výskumu a použité metódy

Výskumnú vzorku tvorilo päťdesiat agromanažérov (25 mužov a 25 žien) zo 46 slovenských poľnohospodárskych a potravinárskych podnikov. Výsledky testu SSI sú uvedené v tabuľke č. 1.

Tabuľka č.1: Hodnoty SSI (zdroj: vlastný výskum, 2013)

Por.č.	Hodnoty SSI	Stupeň sociálno-komunikačných zručností	Stupeň manažérskej pozície	Stupeň vzdelania	Vek	Pohlavie
1.	145	1	1	1	40	Ž
2.	238	2	2	2	33	Ž
3.	240	2	2	1	60	Ž
4.	283	3	3	2	40	Ž
5.	224	2	2	3	51	Ž
6.	189	1	1	3	50	M
7.	243	2	2	1	28	M
8.	263	3	2	1	52	Ž
9.	228	2	3	3	39	M
10.	301	3	3	3	39	Ž
11.	204	2	2	3	26	M
12.	224	2	3	3	50	Ž
13.	252	3	3	3	45	M
14.	252	3	3	3	47	M
15.	168	1	3	1	60	Ž
16.	306	3	3	1	49	Ž
17.	293	3	1	2	55	Ž
18.	248	2	1	1	57	Ž
19.	282	3	2	3	36	M
20.	182	1	1	1	30	M
21.	164	1	1	3	39	Ž
22.	235	2	3	1	25	M
23.	192	1	1	3	50	M
24.	247	2	2	3	56	M
25.	220	2	2	1	55	Ž
26.	220	2	3	3	54	M
27.	219	2	2	3	52	Ž
28.	268	3	2	2	24	Ž
29.	260	3	3	3	28	M
30.	190	1	1	1	56	Ž
31.	207	2	2	2	52	Ž
32.	188	1	1	1	23	M
33.	269	3	3	1	59	Ž
34.	251	3	3	3	33	M
35.	156	1	1	1	41	M
36.	235	2	2	3	60	M
37.	257	3	2	1	51	Ž
38.	229	2	1	3	55	M
39.	227	2	2	1	45	M
40.	258	3	3	3	35	M
41.	231	2	1	3	34	M
42.	181	1	1	3	27	Ž
43.	273	3	2	2	48	Ž
44.	180	1	1	3	30	M
45.	197	1	3	3	56	M
46.	239	2	2	1	25	M
47.	202	2	2	1	54	Ž
48.	239	2	2	1	25	M
49.	215	2	3	1	49	Ž
50.	195	1	1	3	51	Ž



Keďže sme hodnotili všeobecnú úroveň sociálno-komunikačných zručností, neskúmali sme jednotlivé dimenzie osobitne, ale zamerali sme sa na celkovú úroveň týchto zručností. Všeobecne platí, že čím je bodová hodnota dosiahnutá v teste vyššia, tým sú sociálno-komunikačné zručnosti rozvinutejšie.

Z päťdesiatich vybraných agromanažérov 13 dosiahlo na základe výsledkov dotazníka nízku úroveň sociálno-komunikačných zručností (do 200 bodov), 22 dosiahlo strednú úroveň (do 250 bodov) a 15 vysokú úroveň sociálno-komunikačných zručností (nad 250 bodov). Manažérov sme roztriedili podľa stupňa ich manažérskej pozície. Do prvej skupiny sme zaradili manažérov zastávajúcich post v nižšom manažmente, do druhej skupiny sme zaradili manažérov zastávajúcich post v strednom manažmente a do tretej skupiny manažérov zastávajúcich vysoký manažérsky post.

Na základe nami vymedzeného hlavného cieľa, ktorým bolo zistiť, aká je úroveň sociálno-komunikačných zručností manažérov vo vybraných podnikoch agropotravinárskeho sektora v našich podmienkach, sme si určili nasledovné parciálne ciele:

1. zistiť, či sociálno-komunikačné zručnosti agromanažérov ovplyvňujú stupeň ich manažérskej pozície.
2. zistiť, či vzdelanie agromanažérov ovplyvňuje ich zaradenie do manažérskej pozície.
3. zistiť, či vek agromanažérov ovplyvňuje ich sociálno-komunikačné zručnosti.

Z viacerých štúdií vyplýva, že k efektívnemu výkonu manažérskej práce sú dôležité najmä schopnosť komunikovať, empatia a schopnosť stimulovať pracovníkov (Berglová, 2002), ale aj schopnosti sociálneho vyjadrovania a sociálnej kontroly (Chemers, 1997, cit. podľa Riggio – Carney, 2007). Ďalšie výskumy ukazujú, že k najvýznamnejším črtám osobnosti podmienujúcich manažérsku úspešnosť patrí vysoká sociabilita (Višňovský – Otolinský – Gdovin, 1996). Manažér s rozvinutými sociálnymi zručnosťami je okolím vnímaný ako presvedčivý a charizmatik (Riggio, 1987, cit. podľa Riggio – Carney, 2007). Neznamená to síce, že manažér sa stane úspešným len vďaka sociálno-komunikačným zručnostiam, ale ich nízka úroveň môže byť pre manažéra trvalým zdrojom problémov (Robins – Coulter, 2004). Na základe uvedených zistení budeme predpokladať, že sociálno-komunikačné zručnosti majú vplyv na stupeň manažérskej pozície. Aj keď je zrejmé, že obsadenie manažérskeho postu býva ovplyvnené viacerými faktormi, predpokladáme, že čím rozvinutejšie sociálno-komunikačné zručnosti bude manažér mať, tým je pravdepodobnejšie, že bude zastávať významnejší manažérsky post. Preto budeme pri riešení prvej zo stanovených úloh overovať nasledujúcu hypotézu:

**Hypotéza č. 1:** Predpokladáme, že úroveň sociálno-komunikačných zručností agromanažéra vplýva na stupeň jeho manažérskej pozície.

Tak ako úroveň sociálno-komunikačných zručností a úroveň manažérskej pozície, rozdelili sme aj dosiahnuté vzdelanie do troch stupňov. Prvý stupeň predstavuje stredoškolské vzdelanie, druhý stupeň bakalárske vzdelanie a tretí stupeň magisterské vzdelanie. Za účelom dosiahnutia druhého parciálneho cieľa sme stanovili nasledujúcu hypotézu:

**Hypotéza č. 2:** Predpokladáme, že dosiahnuté vzdelania agromanažéra vplýva na stupeň jeho manažérskej pozície.

Existujú oblasti psychiky, ktoré sa v dospelosti ďalej rozvíjajú, ale aj psychické javy, v ktorých už od istého veku nie sú zaznamenané výrazné zlepšenia. IQ, SQ alebo EQ sú rozvíjané hlavne v detstve a v dospievaní. Neskôr sú limitované genetikou, prípadne sociálnym prostredím. Hoci SQ alebo EQ majú svoj obmedzený potenciál, sociálno-komunikačné zručnosti ako ich súčasť však môžu byť rozvíjané. Ich úroveň nám hovorí ako



dokážeme tento potenciál v živote uplatniť. Bez systematickej práce však tento rozvoj nie je príliš výrazný. Z údajov v dostupnej literatúry (napr. Višňovský, 1998) vyplýva, že manažéri v oblasti rozvoja sociálno-komunikačných zručností stále systematicky a dlhodobo nepracujú. Preto sme nepredpokladali, že s vyšším vekom bude stúpať aj úroveň ich sociálno-komunikačných zručností. Pri riešení tretieho parciálneho cieľa sme stanovili nasledujúcu pracovnú hypotézu:

**Hypotéza č. 3:** Predpokladáme, že vek agromanažérov nevyplýva na úroveň ich sociálno-komunikačných zručností.

Na meranie sociálno-komunikačných zručností sme použili Dotazník sociálno-komunikačných zručností podľa Riggia (Social Skills Inventory by Riggio, SSI). Tento štandardizovaný psychologický test patrí medzi veľmi progresívne a pre potreby manažérskej praxe vo svete stále častejšie používané metódy. Dotazník SSI vychádza z multidisciplinárneho výskumu merania a rozvoja sociálnych, emocionálnych, resp. interpersonálnych zručností (Constanzo - Archer, 1993; Friedman, 1979; Mayer - Caruso - Salovey, 1999; Riggio, 1986, 1989; Rosenthal - Hall - DiMatteo - Rogers - Archer, 1979; cit. podľa Riggio - Carney, 2007). Predstavuje pokus o vytvorenie všeobecného systému merania jednotlivých zložiek sociálno-komunikačných zručností, resp. sociálnych a emocionálnych kompetencií. Základné sociálno-komunikačné schopnosti sú kategorizované do troch skupín: 1. schopnosť vysielat', 2. schopnosť prijímať, 3. schopnosť regulovať interpersonálne informácie. Uvedené tri základné zručnosti sú hodnotené na dvoch úrovniach: 1. neverbálnej (emocionálna komunikácia) a 2. verbálnej (sociálna komunikácia).

Pri štatistickej analýze výsledkov výskumu sme použili  $\chi^2$  – test. Stupeň závislosti pozorovaných znakov sme vyjadrili pomocou koeficienta kontingencie resp. korelačného koeficienta.

### 3. Štatistická analýza a jej výsledky

#### Overovanie hypotézy č. 1:

V hypotéze č. 1 predpokladáme, že úroveň sociálno-komunikačných zručností agromanažéra vplyva na stupeň jeho manažérskej pozície.

Pozorovanými znakmi sú dva kvalitatívne znaky  $A$ ,  $B$ , kde  $A$  je stupeň sociálno-komunikačných zručností a  $B$  je stupeň manažérskej pozície. Budeme testovať hypotézu  $H_0$  o nezávislosti pozorovaných znakov  $A$ ,  $B$ . Výsledky dotazníka sme najskôr usporiadali do nasledujúcej kontingenčnej tabuľky.

Tabuľka č. 2: Kontingenčná tabuľka

Stupeň sociálno-komunikačných zručností	Stupeň manažérskej pozície			Spolu
	1	2	3	
1	11	0	2	13
2	3	14	5	22
3	1	5	9	15
Spolu	15	19	16	50

Hypotézu  $H_0$  o nezávislosti pozorovaných znakov  $A$ ,  $B$  sme testovali  $\chi^2$  – testom na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ .  $\chi^2$  – test sme realizovali v programe STATISTICA. Vo výstupnej

zostave počítača sme dostali hodnotu testovacieho kritéria  $\chi^2$ , počet stupňov voľnosti  $df$  testovacieho kritéria a  $p$ -hodnotu:

$$\text{Pearson Chi-square: } 31,8301, df = 4, p = 0,000002.$$

Test vyhodnotíme na základe vypočítanej  $p$ -hodnoty ( $p$ -hodnota je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovaciu hypotézu  $H_0$ ). Keďže hodnota pravdepodobnosti  $p$  je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . To znamená, že závislosť medzi pozorovanými znakmi je štatisticky významná. Testom bolo preukázané, že sociálno-komunikačné zručnosti agromanažérov štatisticky významne ovplyvňujú stupeň ich manažérskej pozície.

V ďalšom sme vypočítali hodnotu  $r_{A,B}$  koeficienta kontingencie medzi pozorovanými znakmi, na základe ktorej môžeme posúdiť intenzitu štatistickej závislosti medzi stupňom sociálno-komunikačných zručností a stupňom manažérskej pozície u vybraných manažérov. Hodnota koeficienta kontingencie je:

$$r_{A,B} = 0,97.$$

Uvedená hodnota poukazuje na vysoký stupeň priamej závislosti medzi úrovňou sociálno-komunikačných zručností a úrovňou manažérskej pozície u vybraných agromanažérov.

### Overovanie hypotézy č. 2:

V druhej hypotéze sme predpokladali, že dosiahnuté vzdelanie agromanažéra vplýva na stupeň jeho manažérskej pozície.

Pozorovanými znakmi sú znaky  $A$ ,  $B$ , kde  $A$  je stupeň dosiahnutého vzdelania agromanažéra a  $B$  je stupeň manažérskej pozície. Testovanou hypotézou  $H_0$  je hypotéza o nezávislosti pozorovaných znakov  $A$ ,  $B$ . Výsledky dotazníka sme usporiadali do nasledujúcej kontingenčnej tabuľky.

Tabuľka č. 3: Kontingenčná tabuľka

Stupeň vzdelania	Stupeň manažérskej pozície			Spolu
	1	2	3	
1	6	9	5	20
2	1	4	1	6
3	8	6	10	24
Spolu	15	19	16	50

Hypotézu  $H_0$  o nezávislosti pozorovaných znakov  $A$ ,  $B$  budeme testovať  $\chi^2$  – testom na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Výpočet sme opäť realizovali pomocou programu STATISTICA. Výsledok testu bol nasledovný:

$$\text{Pearson Chi-square: } 4,51517, df = 4, p = 0,340759$$

Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  je väčšia ako 0,05, hypotézu  $H_0$  nemôžeme zamietnuť. To znamená, že závislosť pozorovaných znakov nie je štatisticky významná. Štatisticky bolo teda preukázané, že stupeň vzdelania respondentov štatisticky významne neovplyvňuje stupeň ich manažérskej pozície. Na tomto mieste by sme chceli poznamenať, že tento záver nespochybňuje význam vzdelania, poukazuje však na skutočnosť, že popri odborných vedomostiach a praktických zručnostiach, môžu byť práve sociálno-komunikačné

zručnosti rozhodujúcim faktorom v manažérskej úspešnosti. Tento názor zdieľajú viacerí odborníci, napr. Boyatsis – Renio (1989) a Nusslaum – Len (1993).

### Overovanie hypotézy č. 3:

Budeme testovať hypotézu  $H_0$  o nezávislosti znakov  $X$ ,  $Y$ , kde  $X$  je vek agromanažérov a  $Y$  je úroveň ich sociálno-komunikačných zručností.

Na testovanie hypotézy sme použili tzv. Pearsonov – Bravaisov koeficient. Na jeho výpočet sme opäť použili program STATISTICA. Jeho hodnota je  $r_{X,Y} = 0,023098$ . Na základe tohto výsledku dostávame záver, že medzi pozorovanými znakmi je nulová korelačná závislosť.

## 4. Záver

Z výsledkov prezentovaného výskumu vyplývajú nasledujúce závery. Predovšetkým sa potvrdil predpoklad, že lepšie a rozvinutejšie sociálno-komunikačné zručnosti manažéra môžu popri jeho odborných vedomostiach a praktických zručnostiach výrazne prispieť k úspechu v jeho manažérskej práci. Vyššie dosiahnuté vzdelanie manažéra nemusí však zákonite ovplyvniť stupeň jeho manažérskej pozície. Tento výsledok samozrejme nespochybňuje význam vzdelania, ale podporuje tie názory, ktoré poukazujú okrem významu klasického vzdelania a klasického IQ na ďalší významný rozmer osobnosti, podporujúci úspech v manažérskej činnosti, ktorým sú práve sociálno-komunikačné zručnosti manažéra.

Na základe zistených údajov, že manažéri v agropotravinárskom sektore svoje sociálno-komunikačné zručnosti v priebehu svojho života vo všeobecnosti veľmi nerozvíjajú, sme nepredpokladali, že by vek mohol zohrať významnú úlohu vo zvyšovaní úrovne sociálno-komunikačných zručností manažérov v agropotravinárskom sektore. Výsledok testovania tretej hypotézy podporil názory, ktoré poukazujú na fakt, že sociálno-komunikačné zručnosti, pokiaľ sa systematicky nerozvíjajú, nevykazujú v priebehu života výrazné zlepšenie. Toto zistenie však neznamená, že úroveň sociálno-komunikačných zručností je s vekom nemenná. Hoci emocionálna resp. sociálna inteligencia ako javy, ktoré tieto zručnosti zastrešujú sú geneticky limitované a od istého veku už nie sú zaznamenané ich výrazné zlepšenia, k rozvoju sociálno-komunikačných zručností môžu prispieť najmä rozvojové a tréningové programy. Medzi ne zaradujeme napríklad tréningy sociálnych zručností alebo sociálno-psychologické výcviky pre manažérov.

## 5. Literatúra

- [1] BERGLOVÁ, P. 2002. Možnosti rozvoje manažérskych kompetencií. In: Zborník vedeckých prác z medzinárodnej vedeckej konferencie „Medzinárodné vedecké dni 2002 - Manažérske vzdelávanie a odborná príprava“, Nitra: SPU, 2002, 648 s. ISBN 80-8069-029-4.
- [2] BOAYATZIS, R. E. – RENIO, A. 1987. The impact of an MBA programe on managerial abilities. *Journal of Management Development*, 1987, p. 67-77.
- [3] NUSSBAUM, M. C. – SEN, V. 1993. *The Quality of Life*. Oxford, 1993.
- [4] RIGGIO, R. E. – CARNEY, D. R. 2007. *Social Skills Inventory Manual*. Second edition. Menlo Park: MIND GARDEN, inc.2007.
- [5] ROBBINS, S. P. – COULTER, M. 2004. *Management*. 1. vydanie. Praha: Grada, 2004, 600 s. ISBN 80-247-0495-1.
- [6] VIŠŇOVSKÝ, J. - OTOLINSKI, E. - GDOVIN, M. 1996. Vhodná kombinácia črt osobnosti – predpoklad úspechu v manažérskych funkciách. *Poľnohospodárstvo*, č. 42, 1996, s. 885-891.

[7] VIŠŇOVSKÝ, J. 1998. Faktory ovplyvňujúce prácu s ľudskými zdrojmi v podnikoch. Zemědělská ekonomika, č. 44, 1998, s. 241-244.

**Adresy autorov:**

Miroslav Poláček, PhDr.  
FEM SPU v Nitre  
Trieda Andreja Hlinku 2  
949 76 Nitra  
[miroslav.polacek@uniag.sk](mailto:miroslav.polacek@uniag.sk)

Anna Tirpáková, prof., RNDr., CSc.  
FPV UKF v Nitre  
Trieda Andreja Hlinku 1  
949 74 Nitra  
[atirpakova@ukf.sk](mailto:atirpakova@ukf.sk)

Dagmar Markechová, doc., RNDr., CSc.  
FPV UKF v Nitre  
Trieda Andreja Hlinku 1  
949 74 Nitra  
[dmarkechova@ukf.sk](mailto:dmarkechova@ukf.sk)

**Využitie štatistických metód  
pri hodnotení CO a SO<sub>2</sub> v rámci monitoringu kvality ovzdušia  
Use of statistical methods  
in the evaluation of CO and SO<sub>2</sub> in the air quality monitoring**

Zuzana Pucherová, Anna Tirpáková, Dagmar Markechová, Zdenka Rózová

**Abstract:** The aim of this paper is to highlight the possibility of using statistical methods in analyzing and evaluating the results of air quality monitoring. For this purpose, we chose two pollutants: CO and SO<sub>2</sub>, which were the result of air quality monitoring during the hourly measurements with a monthly frequency during the year 2012. Monitoring was conducted at six selected sites in the city of Nitra.

**Abstrakt:** Cieľom príspevku je poukázať na možnosti využitia štatistických metód pri analýzach a hodnoteniach výsledkov monitoringu kvality ovzdušia. Pre tieto účely sme si zvolili dve znečisťujúce látky: CO a SO<sub>2</sub>, ktoré boli výsledkom monitoringu kvality ovzdušia v priebehu hodinových meraní s mesačnou frekvenciou v priebehu roka 2012. Monitoring sme realizovali na vybraných 6 lokalitách na území mesta Nitra.

**Key words:** air monitoring, CO, SO<sub>2</sub>, analysis of variance, Tukey test

**Kľúčové slová:** monitoring ovzdušia, CO, SO<sub>2</sub>, analýza rozptylu, Tukeyho test

**JEL classification:** Q53

## 1. Úvod

Ovzdušie je jedna zo základných zložiek životného prostredia, ktorá má pre život na Zemi nesmierny význam. V súčasnosti, najmä v urbanizovanom prostredí, je ovzdušie spomínané práve v súvislosti s jeho znečisťovaním. Kvalita ovzdušia významnou mierou ovplyvňuje nielen stav životného prostredia človeka vo vzťahu k ľudskému zdraviu, ale aj všetky živé organizmy a jednotlivé ekosystémy z hľadiska ich existencie. Látky zhoršujúce kvalitu ovzdušia označujeme ako exhaláty alebo znečisťujúce látky. Úroveň znečistenia ovzdušia je daná koncentráciou jednotlivých znečisťujúcich látok v ovzduší alebo jej depozíciou na zemskom povrchu v danom čase. Ak sa v ovzduší počas kratšieho alebo dlhšieho obdobia vyskytujú určité látky, ktoré nepriaznivo ovplyvňujú nielen kvalitu ovzdušia, ale aj životné prostredie, hovoríme o znečisťovaní, resp. znečistení ovzdušia. Cieľom predloženého článku je prezentovať štatistické vyhodnotenie výsledkov environmentálneho výskumu, ktorý bol realizovaný na vybraných lokalitách mesta Nitra v roku 2012, a interpretovať získané výsledky.

## 2. Charakteristika výskumu a použité metódy

Zisťovanie kvality ovzdušia bolo pre účely výskumu realizované v priebehu kalendárneho roka 2012 v mesačných intervaloch monitorovania v šiestich lokalitách na území mesta Nitra. Lokality pre monitoring kvality ovzdušia boli vybrané tak, aby sa odlišovali v podieli plochy vegetácie. Išlo o týchto šesť lokalít: 1. Nitriansky mestský park (100 % vegetácie); 2. Sídliisko Chrenová I (70-99 % vegetácie); 3. Areál spracovania komunálneho odpadu (50-69 % vegetácie) (Areál KO); 4. Agroinštitút (30-49 % vegetácie); 5. Areál UKF (10-29 % vegetácie); 6. Obchodné centrum Galéria (0-9 % vegetácie) (OC Galéria). V priebehu roka 2012 sme uskutočnili 12 meraní kvality vonkajšieho ovzdušia (s frekvenciou 1-krát mesačne) počas hodinového merania. Výsledky hodinového merania pozostávali z 30-tich chronologických údajov, vzhľadom k tomu, že prístroje zaznamenávali merané hodnoty v 2-minútových intervaloch. Každá veličina je tak vyhodnocovaná na základe 360 údajov, v ktorých sme zaznamenali minimálne a maximálne namerané údaje. K štatistickému



vyhodnoteniu sme zároveň vypočítali priemerné hodinové hodnoty každej meranej veličiny ku každému mesačnému meraniu v priebehu roka 2012.

Na zisťovanie kvality ovzdušia sme využili prenosné multikomponentné zariadenie Aeroqual AQM60 Environmental Station (Aeroqual Ltd., 109 Valley Road, Mt Eden, Auckland 1024, Nový Zéland), ktoré meria niekoľko základných znečisťujúcich látok ( $\text{SO}_2$ ,  $\text{NO}_x$ , CO,  $\text{CO}_2$ , VOC) a meteorologických ukazovateľov (rýchlosť a smer vetra, atmosférický tlak, teplota vzduchu a relatívna vlhkosť). Znečisťujúce látky boli merané v ppm (z angl. *parts per million*), teda vyjadrenie milióntiny celým číslom (napr. 441 ppm, je 441 milióntin, t. j.  $0,000441$ , alebo  $441 \cdot 10^{-6}$ , či  $0,0441\%$ , prípadne  $0,441\%$ ). Parts per million (ppm) je jednotka pre vyjadrenie nízkych koncentrácií. Vyjadruje počet častíc látky na 1 milión ostatných častíc (ppm). Približne odpovedá koncentrácii 1 mg látky v 1 litri roztoku (<http://www.prevody.sk>).

V predloženom príspevku sme pre podrobnejšie štatistické analýzy použili namerané hodnoty znečisťujúcich látok CO a  $\text{SO}_2$ . Ročný, resp. mesačný chod zostavený na základe priemerných hodinových meraní nám umožňuje podrobnejšie charakterizovať chovanie meraných ukazovateľov kvality ovzdušia v priebehu roka 2012. Na vybraných lokalitách boli CO a  $\text{SO}_2$  v priebehu roka namerané v rôznych hodnotách.

Cieľom našej výskumnej úlohy bolo overiť, či množstvo znečisťujúcej látky závisí od charakteru lokality a časového obdobia, v ktorom boli hodnoty množstva znečisťujúcej látky namerané. Pre overenie vplyvu lokality a času merania na množstvo znečisťujúcich látok sme použili štatistické metódy, konkrétne dvojfaktorovú analýzu rozptylu s interakciami.

### 3. Štatistická analýza a jej výsledky

*Oxid uhoľnatý (CO)* bol nameraný v minimálnej hodnote (0,000 ppm) na 2 lokalitách: v lokalite Nitriansky mestský park a v lokalite areál KO, v oboch prípadoch v rámci januárového merania (18.01.2012). V maximálnej hodnote bol nameraný v lokalite OC Galéria (11,540 ppm) v rámci májového merania (07.05.2012). Priemerné hodinové namerané hodnoty CO sa v priebehu roka 2012 pohybovali od 0,703 ppm (lokalita Chrenová I, 13.02.2012) do 6,344 ppm (lokalita Nitriansky mestský park, 26.03.2012). Celoročný priemer nameraných hodnôt CO v hodinových meraniach v mesačných intervaloch monitoringu sa v jednotlivých lokalitách na území mesta Nitra v roku 2012 pohyboval nasledovne: Nitriansky mestský park – 2,580 ppm, OC Galéria – 2,683 ppm, Agroinštítút – 2,582 ppm, areál KO – 2,755 ppm, sídlisko Chrenová I – 2,299 ppm a areál UKF – 2,386 ppm. V ročnom chode boli hodnoty znečisťujúcej látky CO namerané v mesiacoch január až marec vo vyšších hodnotách na všetkých lokalitách monitoringu, s výnimkou lokality Chrenová I. Od apríla do augusta namerané hodnoty CO postupne klesali a naopak od septembra do decembra boli opäť namerané vo vyšších koncentráciách na všetkých lokalitách monitoringu.

Hodnoty *oxidu siričitého ( $\text{SO}_2$ )* boli v monitoringu kvality ovzdušia namerané v minimálnej koncentráciách (0,000 ppm) takmer v rámci všetkých meraní na všetkých lokalitách, s výnimkou 5-tich hodinových meraní: OC Galéria (12.03.2012, 0,010 ppm), areál KO (09.07.2012, 0,010 ppm), Chrenová I (23.08.2012 a 22.10.2012, 0,010 ppm) a Agroinštítút (10.12.2012, 0,010 ppm). V maximálnej hodnote boli koncentrácie  $\text{SO}_2$  namerané na lokalite Chrenová I (0,180 ppm) v rámci decembrového merania (10.12.2012). Priemerné hodinové namerané hodnoty  $\text{SO}_2$  sa v priebehu roka 2012 pohybovali od 0,001 ppm (lokalita Nitriansky mestský park, 26.03.2012) do 0,060 ppm (lokalita OC Galéria, 12.06.2012). Celoročný priemer nameraných hodnôt  $\text{SO}_2$  v hodinových meraniach v mesačných intervaloch monitoringu sa v jednotlivých lokalitách na území mesta Nitra v roku 2012 pohyboval nasledovne: Nitriansky mestský park – 0,012 ppm, OC Galéria – 0,035 ppm, Agroinštítút – 0,016 ppm, areál KO – 0,025 ppm, sídlisko Chrenová I – 0,018



ppm a areál UKF – 0,013 ppm. V ročnom chode boli hodnoty znečisťujúcej látky SO<sub>2</sub> namerané v chladnejších mesiacoch v roku (január až marec a október až december) v nižších hodnotách na všetkých lokalitách monitoringu. Od apríla do septembra sa namerané hodnoty SO<sub>2</sub> v ovzduší postupne zvyšovali na všetkých lokalitách monitoringu.

Cieľom našej výskumnej úlohy bolo overiť, či je vplyv charakteru lokality a časového obdobia, v ktorom sa realizovali merania, na množstvo CO v ovzduší a na množstvo SO<sub>2</sub> v ovzduší štatisticky významný. Pri štatistickej analýze nameraných údajov sme použili dvojfaktorovú analýzu rozptylu s interakciami. Faktorom *A* bola poloha lokality a faktorom *B* bolo časové obdobie merania.

Najskôr sme overovali vplyv faktorov *A*, *B* na hodnoty pozorovaného znaku *X*, pričom pozorovaným znakom *X* bolo množstvo CO v ovzduší. Metódou analýzy rozptylu sme overovali, či je vplyv uvedených faktorov na množstvo CO v ovzduší štatisticky významný. Budeme testovať hypotézu  $H_A$ : „charakter lokality nemá vplyv na množstvo CO v ovzduší“, hypotézu  $H_B$ : „časové obdobie nemá vplyv na množstvo CO v ovzduší“ a hypotézu  $H_{AB}$ , ktorá predpokladá, že faktory *A*, *B* sú nezávislé. Keďže pre každú kombináciu úrovní faktorov máme viac pozorovaní, problém budeme riešiť dvojfaktorovou analýzou rozptylu s opakovaním. Výpočet sme realizovali pomocou programu STATISTICA. Po zadaní vstupných údajov sme dostali vo výstupnej zostave počítača nasledujúcu výslednú tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu.

**Tabuľka 1. Výsledná tabuľka analýzy rozptylu dvojného triedenia s interakciami**

Effect	SS	df	MS	F	p
lokality	<b>54,30</b>	<b>5</b>	<b>10,86</b>	<b>3,747</b>	<b>0,002219</b>
mesiac	<b>423,18</b>	<b>11</b>	<b>38,47</b>	<b>13,273</b>	<b>0,000000</b>
lokality*mesiac	<b>1255,34</b>	<b>55</b>	<b>22,82</b>	<b>7,875</b>	<b>0,000000</b>
Error	6051,98	2088	2,90		

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Test vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobnosti *p* (*p*-hodnota je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovanú hypotézu). Keďže hodnota pravdepodobnosti *p* (*p* = 0,002219) je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_A$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Tým bolo preukázané, že charakter lokality štatisticky významne ovplyvňuje obsah CO v ovzduší. Rovnako, na základe druhej vypočítanej *p*-hodnoty (*p* = 0,000000) zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  aj hypotézu  $H_B$ , čím bolo preukázané, že na obsah CO v ovzduší štatisticky významne vplýva aj časové obdobie, v ktorom bolo meranie realizované. Keďže je aj posledná vypočítaná *p*-hodnota menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_{AB}$  o nezávislosti faktorov *A* a *B* zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  (Tabuľka 1). To znamená, že vzájomná interakcia faktorov *A* a *B* na obsah CO v ovzduší je štatisticky významná.

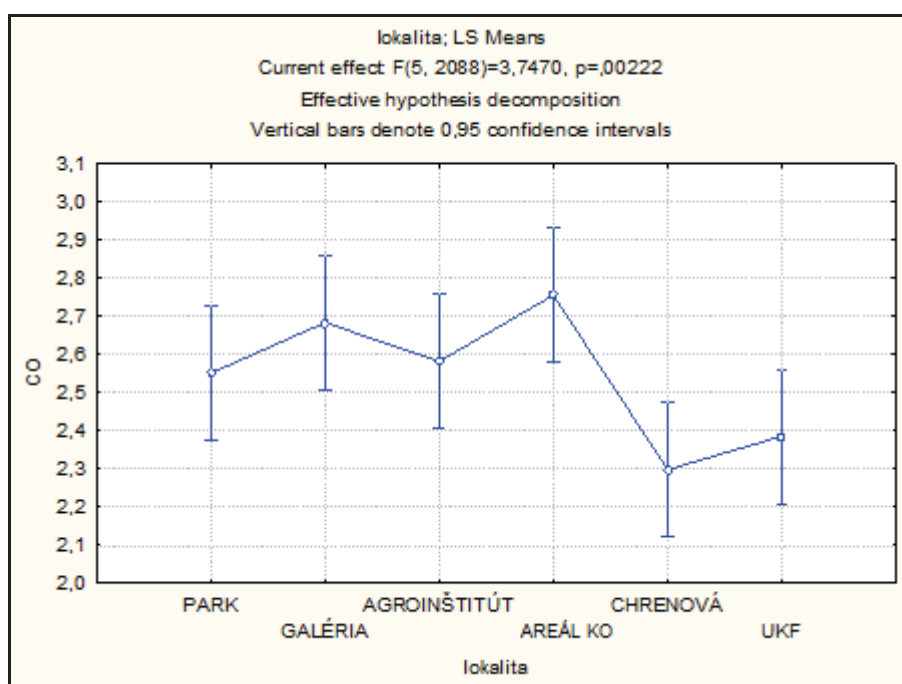
Keďže sme zamietli nulové hypotézy  $H_A$  a  $H_B$ , v ďalšom nás zaujímalo, ktoré úrovne faktorov sa štatisticky významne odlišujú v pozorovanom znaku. Pre testovanie kontrastov úrovní oboch faktorov sme použili Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov, ktorú sme realizovali v programe STATISTICA. Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných *p*-hodnôt. Vypočítané *p*-hodnoty sú uvedené v tabuľkách 2 a 3.

**Tabuľka 2. Výsledky Tukeyho testu kontrastov efektov faktora A**

lokality	PARK	GALÉRIA	AGROINŠTITÚT	AREÁL KO	CHRENOVÁ	UKF
PARK		0,90	1,00	0,59	0,35	0,78
GALÉRIA			0,97	0,99	<b>0,03</b>	0,18
AGROINŠTITÚT				0,75	0,22	0,63
AREÁL KO					<b>0,00</b>	<b>0,04</b>
CHRENOVÁ						0,98
UKF						

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Na základe výsledkov uvedených v tabuľke 2 dostávame záver, že priemerné množstvá CO v ovzduší sú štatisticky významne odlišné medzi lokalitami OC Galéria a Chrenová I, medzi lokalitami areál KO a Chrenová I a medzi lokalitami areál KO a areál UKF. V ostatných prípadoch nebol preukázaný štatisticky významný rozdiel vzhľadom na obsah CO v ovzduší. Priemerné koncentrácie CO na jednotlivých skúmaných lokalitách v priebehu roka záviseli najmä od zdrojov škodlivín a od procesov, ktorými sa CO do ovzdušia na týchto lokalitách dostáva. Ako hlavný zdroj znečisťovania ovzdušia CO môžeme v lokalitách považovať cestnú dopravu, teda výfukové plyny spaľovacích motorov z neďalekých komunikácií. V prípade lokality OC Galéria sme zaznamenali počas všetkých meraní vysokú frekvenciu vozidiel. V blízkosti areálu KO sa okrem frekvencovanej cestnej dopravy (prejazd nákladných vozidiel) nachádza dotriedňovacia hala komunálneho odpadu. Z ďalších faktorov, ktoré môžu ovplyvniť prítomnosť vyšších nameraných hodnôt CO v jednotlivých mesiacoch v roku, budú pravdepodobne meniace sa meteorologické ukazovatele, najmä teplota, vlhkosť, rýchlosť a smer vetra. Zároveň tu môže zohrať dôležitú úlohu aj zastúpenie najmä stromovej vegetácie na ploche lokality, vzhľadom k tomu, že pravdepodobne nástupom fázy olistenia sme v mesiacoch marec až september namerali nižšie koncentrácie CO v ovzduší. Výsledky sú znázornené graficky na obrázku 1 a 2.

**Obr. 1. Priemerné hodnoty obsahu CO na lokalitách**

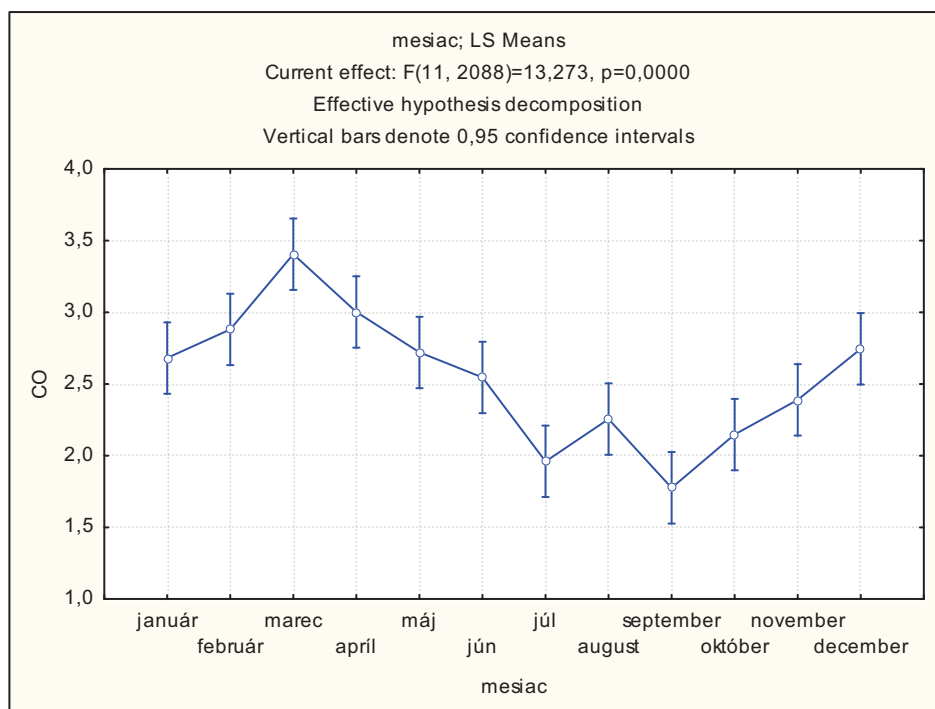
(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Výsledky testovania kontrastov efektov faktora  $B$  sú uvedené v tabuľke 3. Štatisticky významné hodnoty sme v tabuľke zvýraznili. Na základe výsledkov uvedených v tabuľke 3 môžeme napríklad povedať, že štatisticky významne sa vzhľadom na obsah CO vo vzduchu líšia mesiace január a marec, t.j. medzi priemernými hodnotami CO vo vzduchu nameranými v januári a v marci je štatisticky významný rozdiel.

**Tabuľka 3. Výsledky Tukeyho testu kontrastov efektov faktora  $B$**

mesiace	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1.		0,99	<b>0,00</b>	0,82	1,00	1,00	<b>0,00</b>	0,42	<b>0,00</b>	0,12	0,90	1,00
2.			0,13	1,00	1,00	0,78	<b>0,00</b>	<b>0,02</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	0,21	1,00
3.				0,52	<b>0,01</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,01</b>
4.					0,92	0,31	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,03</b>	0,96
5.						1,00	<b>0,00</b>	0,28	<b>0,00</b>	0,06	0,79	1,00
6.							0,05	0,90	<b>0,00</b>	0,54	1,00	0,99
7.								0,89	1,00	1,00	0,41	<b>0,00</b>
8.									0,24	1,00	1,00	0,21
9.										0,64	<b>0,03</b>	<b>0,00</b>
10.											0,97	<b>0,04</b>
11.												0,70
12.												

(zdroj: vlastný výskum, 2013)



**Obr. 2. Priemerné hodnoty obsahu CO v jednotlivých mesiacoch**

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Analogicky sme postupovali pri overovaní vplyvu faktorov  $A$  a  $B$  na obsah  $SO_2$  v ovzduší. Aj v tomto prípade sme pre štatistickú analýzu nameraných údajov použili dvojfaktorovú analýzu rozptylu s interakciami. Budeme testovať hypotézu  $H_A$ : „charakter lokality nemá

vplyv na množstvo SO<sub>2</sub> v ovzduší“, hypotézu  $H_B$  : „časové obdobie nemá vplyv na množstvo SO<sub>2</sub> v ovzduší“ a hypotézu  $H_{AB}$ , ktorá predpokladá, že faktory  $A, B$  sú nezávislé. Použitím programu STATISTICA sme dostali výslednú tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu (Tabuľka 4). Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobnosti  $p$ , ktoré sú uvedené v poslednom stĺpci tabuľky.

**Tabuľka 4. Výsledná tabuľka analýzy rozptylu dvojného triedenia s interakciami**

Effect	SS	df	MS	F	p
lokalita	<b>124599</b>	<b>5</b>	<b>24920</b>	<b>161</b>	<b>0,00</b>
mesiac	<b>2187589</b>	<b>11</b>	<b>198872</b>	<b>1285</b>	<b>0,00</b>
lokalita*mesiac	<b>271522</b>	<b>55</b>	<b>4937</b>	<b>32</b>	<b>0,00</b>
Error	323024	2088	155		

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

V prípade testovacieho kritéria  $F_A$   $p$ -hodnota je 0,00. Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_A$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Tým bolo preukázané, že poloha lokality štatisticky významne ovplyvňuje obsah SO<sub>2</sub> v ovzduší.

Keďže sme zamietli testovanú hypotézu  $H_A$  v prospech alternatívnej hypotézy, ktorá znamená, že lokality sa štatisticky významne líšia v obsahu SO<sub>2</sub> v ovzduší, v ďalšom nás bude zaujímať, ktoré lokality sa štatisticky významne líšia v obsahu SO<sub>2</sub> v ovzduší. Na testovanie kontrastov použijeme Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov. Použitím programu STATISTICA sme dostali  $p$ -hodnoty, ktoré sú prehľadne zapísané v tabuľke 5.

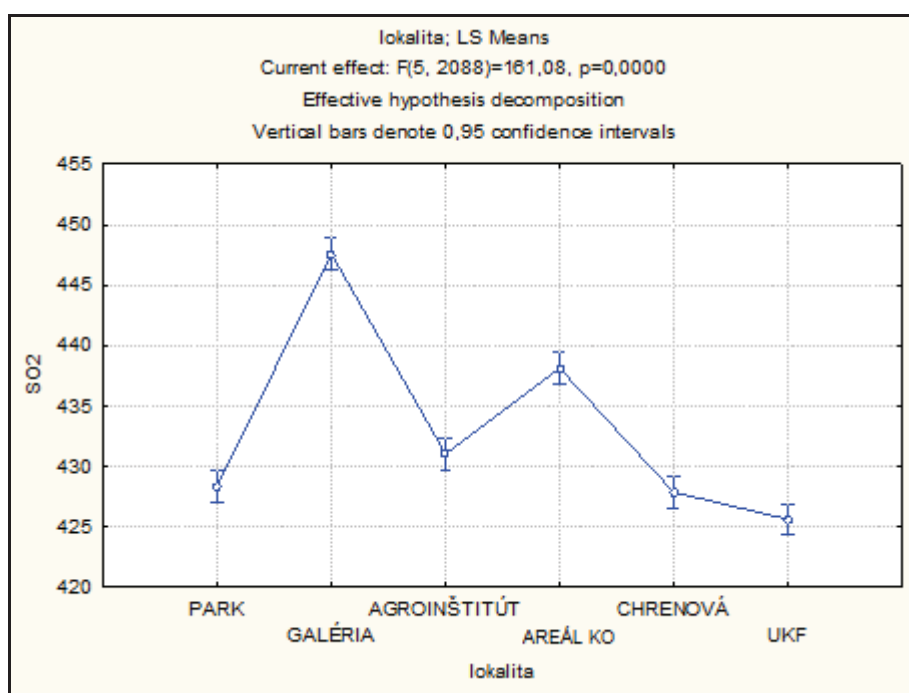
**Tabuľka 5. Výsledky Tukeyho testu efektov faktora A**

lokalita	PARK	GALÉRIA	AGROINŠTITÚT	AREÁL KO	CHRENOVÁ	UKF
PARK		<b>0,00</b>	<b>0,04</b>	<b>0,00</b>	1,00	<b>0,04</b>
GALÉRIA			<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
AGROINŠTITÚT				<b>0,00</b>	<b>0,01</b>	<b>0,00</b>
AREÁL KO					<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
CHRENOVÁ						0,15
UKF						

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Aj v tomto prípade výsledky Tukeyho metódy vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobnosti  $p$ . Štatisticky významné hodnoty sme v tabuľke zvýraznili. Na základe výsledkov uvedených v tabuľke 5 dostávame záver, že priemerné množstvá SO<sub>2</sub> v ovzduší nie sú štatisticky významne odlišné medzi lokalitami Nitriansky mestský park a Chrenová I, medzi lokalitami Agroinštitút a Chrenová I a medzi lokalitami Chrenová I a areál UKF. V ostatných prípadoch bol preukázaný štatisticky významný rozdiel vzhľadom na obsah SO<sub>2</sub> v ovzduší. Podobne aj koncentrácie SO<sub>2</sub> sa do ovzdušia dostávajú zo zdrojov znečisťovania. V urbanizovanom prostredí ide najmä o energetické spaľovacie procesy (kotelne, výhrevne atď.) a priemyselnú činnosť. Najvyššie priemerné hodnoty SO<sub>2</sub> v ovzduší sme namerali v lokalitách OC Galéria a areál KO. V oboch prípadoch ide o lokality, ktoré sa nachádzajú na okraji obytnej zóny, a preto predpokladáme, že hospodárske aktivity tu môžu mať väčší vplyv aj na prítomnosť SO<sub>2</sub> v ovzduší. Sme toho názoru, že vyšší podiel

vegetácie na ploche lokality nezohráva významnú úlohu, ak sa v území nachádza nejaký významný zdroj znečisťovania ovzdušia z hľadiska  $\text{SO}_2$ . Výraznejšie môžu prítomnosť nameraných koncentrácií  $\text{SO}_2$  na lokalitách ovplyvniť meteorologické ukazovatele, najmä meniac sa teplota v priebehu roka, a preto sa štatisticky významne líši väčšina mesiacov. V chladnejších mesiacoch začiatkom roka (január až máj) boli koncentrácie  $\text{SO}_2$  na lokalitách namerané v nižších hodnotách. V priebehu teplejšieho počasia, konkrétne v mesiacoch jún až október sme zaznamenali zvýšenie koncentrácií  $\text{SO}_2$  v ovzduší a opäť na konci roka v chladnejších mesiacoch (november, december) koncentrácie  $\text{SO}_2$  v ovzduší klesali. Zároveň sa diaľkovým prenosom zo vzdialenejších oblastí môže  $\text{SO}_2$  dostávať do relatívne čistých oblastí, a to v spolupôsobení rýchlosti a smeru vetra. Na obrázkoch 3 a 4 sú výsledky monitoringu znázornené graficky.



**Obr. 3. Priemerné hodnoty obsahu  $\text{SO}_2$  na lokalitách**

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

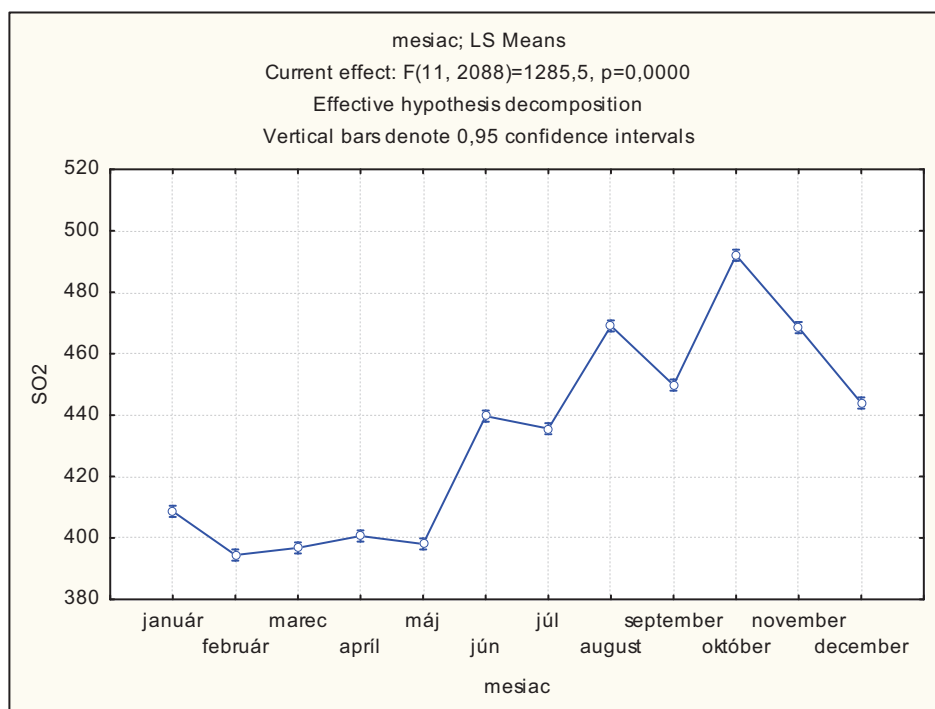
Z výsledkov uvedených v tabuľke 4 vidíme, že pre testovacie kritérium  $F_B$  je  $p$ -hodnota 0,00. Keďže vypočítaná  $p$ -hodnota je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_B$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Pravdepodobnosť chyby, ktorej sa týmto rozhodnutím dopúšťame, je takmer nulová. To znamená, že obsah  $\text{SO}_2$  v ovzduší štatisticky významne závisí od časového obdobia, v ktorom boli realizované merania. Predmetom ďalších analýz bude testovanie kontrastov efektov faktora  $B$ . Testovanie kontrastov úrovní faktora  $B$  sme realizovali Tukeyho metódou mnohonásobného porovnávania priemerov. Použitím programu STATISTICA sme dostali  $p$ -hodnoty, ktoré sú prehľadne zapísané v tabuľke 6. Aj v tomto prípade výsledky Tukeyho metódy vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobnosti  $p$ .

**Tabuľka 6. Výsledky Tukeyho testu efektov faktora B**

mesiace	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1.		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2.			0,83	0,00	0,20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3.				0,12	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
4.					0,70	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
5.						0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6.							0,08	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05
7.								0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
8.									0,00	0,00	1,00	0,00
9.										0,00	0,00	0,00
10.											0,00	0,00
11.												0,00
12.												

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Štatisticky významné hodnoty sme v tabuľke 6 zvýraznili. Z výsledkov uvedených v tabuľke môžeme vidieť, že v obsahu  $\text{SO}_2$  sa štatisticky významne líši väčšina mesiacov. Iba v niektorých prípadoch neboli preukázané štatisticky významné rozdiely v obsahu  $\text{SO}_2$  v ovzduší, napríklad medzi mesiacmi február a marec. Priemerné hodnoty obsahu  $\text{SO}_2$  v ovzduší namerané v jednotlivých mesiacoch sú znázornené na obrázku 4.

**Obr. 4. Priemerné hodnoty obsahu  $\text{CO}$  v jednotlivých mesiacoch**

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Keďže je aj posledná vypočítaná  $p$ -hodnota v tabuľke 4 menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_{AB}$  o nezávislosti faktorov  $A$  a  $B$  zamietame na



hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . To znamená, že vzájomná interakcia faktorov  $A$  a  $B$  na obsah  $\text{SO}_2$  v ovzduší je štatisticky významná.

#### 4. Záver

Znečisťujúce látky  $\text{CO}$  a  $\text{SO}_2$  v ovzduší patria medzi hlavné komponenty vyhodnocovania imisnej situácie v určitom území. Použitím dvojfaktorovej analýzy rozptylu pri hodnotení obsahu  $\text{CO}$  a  $\text{SO}_2$  na lokalitách monitoringu sme zistili, že koncentrácie týchto znečisťujúcich látok v ovzduší štatisticky významne závisia od polohy lokality a na časovom období monitoringu. Na základe výsledkov, ktoré sme dostali použitím Tukeyho testu mnohonásobného porovnávania priemerov, sme zistili, ktoré mesiace a ktoré lokality sa štatisticky významne líšia v koncentráciách  $\text{CO}$  a  $\text{SO}_2$ , nameraných v rámci monitoringu kvality ovzdušia. Koncentrácie nameraných hodnôt  $\text{CO}$  a  $\text{SO}_2$  na jednotlivých skúmaných lokalitách v priebehu roka závisia pravdepodobne viac od zdrojov znečisťovania ovzdušia nachádzajúcich sa na konkrétnej lokalite alebo v jej blízkosti. Pravdepodobne vyšší podiel plôch vegetácie nezohráva významnú úlohu na tej lokalite, v ktorej sa nachádza zdroj znečisťovania ovzdušia  $\text{SO}_2$ . V prípade  $\text{CO}$  sme v období vegetačného kľudu stromov namerali v ovzduší vyššie hodnoty. V priebehu roka sa množstvá týchto znečisťujúcich látok menia, nielen v mesiaci, ale aj na rôznych lokalitách, čo potvrdili aj štatisticky významné rozdiely.

#### 5. Literatúra

[1] <http://www.prevody.sk>

[2] MARKECHOVÁ, D. – TIRPÁKOVÁ, A. – STEHLÍKOVÁ, B. 2011. Základy štatistiky pre pedagógov. UKF v Nitre 2011, 405 s. ISBN 978-80-8094-899-3

#### Pod'akovanie

Tento príspevok vznikol vďaka podpore v rámci operačného programu Výskum a vývoj pre projekt: Environmentálne aspekty urbanizovaného prostredia (ITMS kód: 26220220110), spolufinancovaný zo zdrojov Európskeho fondu regionálneho rozvoja.

#### Adresa autorov:

Zuzana Pucherová, Mgr., PhD.  
KEE FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
zpucherova@ukf.sk

Anna Tirpáková, prof., RNDr., CSc.  
KM FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
atirpakova@ukf.sk

Dagmar Markechová, doc., RNDr., CSc.  
KM FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
dmarkechova@ukf.sk

Zdenka Rózová, prof., Ing., CSc.  
KEE FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
zrozova@ukf.sk

## Stratégie riešenia úlohy ako nástroj získania výsledkov v matematike Strategies of problem solving as a tool for getting results in mathematics

Lucia Rumanová, Dušan Vallo

**Abstract:** In this article we present some solution strategies of solving one specific task. We are choosing task which can develop pupils' functional thinking. Analysis of solution that we introduce is based on theory of didactic situation. This approach intended us to a-priori analysis, strategies of problem solving and software C.H.I.C. for evaluation of pupils' strategies.

**Abstrakt:** V príspevku sa venujeme rôznym stratégiám, ktoré sú vhodné pri riešení konkrétnej úlohy. Vybraná úloha do experimentu môže rozvíjať funkčné myslenie žiakov. Analýza riešení tejto úlohy je založená na teórii didaktických situácií. Táto teória je vhodná pre analýzu a-priori, stratégie riešenia úlohy, a tiež pre softvér C.H.I.C., ktorý je vhodný na štatistické vyhodnotenie žiackych riešení.

**Key words:** Strategies, problem solving, results, experiment, pupils, evaluation, C.H.I.C.

**Kľúčové slová:** Stratégie, problém solving, výsledky, experiment, žiaci, vyhodnotenie, C.H.I.C.

**JEL classification:** C38, C88

### Introduction

One of the long – lasting problems in teaching mathematics at school is problem of relations among subjects, respectively the continuity of mathematics content and the content of other subjects. We can characterize problem as a situation, in which we are supposed meet some aim, but the way to the solution is blocked. If it is a mathematical kind of problem, we use mathematical notions and principles to solve it. In other words, when explaining the notion of problem, we can use three main components of the problem defined by Kopka (1999):

- initial situation which describes connections and provides information or data,
- aim that we want to achieve,
- path from the initial situation to the aim.

According to this specification, we can divide mathematical problems into three basic categories: exercises (routine problems), tasks (non-routine problems) and mathematical investigation.

In solving specific problem we will not emphasize these phases. We focus on practicing of different strategies within solving one problem with using mathematical investigation. In our opinion these activities we should more practicing also in school mathematics. In our case the strategies of problem solving will be tools which can be useful in discovering correct way to goal.

### 1. Theoretical Framework

Problem solving in mathematics depends on the degree of school and pupils will solve the same task differently in elementary or secondary school. It depends on how mathematical tools, levels of pupils' knowledge and ability to use the method of solving. Often we see how pupils are able to solve simple mathematical problem by difficult strategy. In this article we present some solution strategies of solving one specific task. Selection of this problem is conditioned by the level of investigators' knowledge or the requirements of level school. We are choosing task which can develop pupils' functional thinking.

Analysis of solution that we introduce in this article is based on theory of didactic situation. This approach intended us to a-priori analysis, strategies of problem solving and software C.H.I.C. A framework to this approach is based on works Brousseau (1998), Trenčanský et al. (2001, 2003).

## 2. A-priori analysis of problem

An analysis of particular didactical problem in educational process from different aspects is a research objective for many didactic schools in the world. One of them is the French didactic school represented by Guy Brousseau, Yves Chevallard and Anna Sierpiska.

Research base of the theory of didactic situation (TDS) issued from this didactic school is analysis of problem in particular levels of didactic situations. Brousseau (1998), Chevallard (1992), Sierpiska, (2001)

The basic notion of this theory is the didactic environment. Brousseau following the Piaget's theory the environment is source of contradictions and non-steady states of learner (subject) by process of adaptation (by Brousseau, 1986, it is assimilation and accommodation).

The environment is specific for each of knowledge. Interactions between subject (pupil) and environment form particular levels of didactic situations with corresponding didactic environments. In our work we used the structure of didactic situations and environments by Margolinas (1994).

According to Brousseau (1998), the a-priori analysis is one of the tools that teacher can use when planning own lessons. Analysis a-priori is necessary to do before solving particular problem, because teacher can be preparing for background or different possibilities whose teacher can observe in lessons. A good observe a-priori analysis is condition for successful devolution and a-didactical situation. Therefore it will help the teacher to prepare better a-didactical situation, a situation where children get the knowledge on their own. (Novotná et al., 2010)

## 3. Strategies of problem solving

The strategy of problem solving is procedure used in solving process. We try to show some of the most important heuristic strategies. This strategies use by mathematicians in building their discipline and that teacher also should use applying it when working with pupils in math lessons. We want to emphasize that the strategies are actually tools that help us in the search path to the aim. Among the research strategy in school mathematics will be included:

- *systematic experimentation* (usually subsequent search patterns, the results of experimentation put into the table),
- *grope-and-hope* (it is the simplest possible method but it may not lead to the aim at all; some teachers do not consider it as a method suitable for practicing in math lessons),
- *estimation - verification - correction* (it is in some way to improve the previous strategy, results can put for example into the table),
- *algebraic way* (it is compilation of an equation or set of equations),
- *geometric way* (it is graphical representation of the strategy and it is frequently used in solving because it usually allows to create very illustrative geometric idea. (Kopka, Vopěnka, 2007)

We are trying to teach pupils that when happens that cannot continue to solve problems as do not be afraid to leave the procedure and try another different strategy. Therefore, the more strategies you can use to solve the problem, the greater the probability that we will solve the problem is.

#### 4. C.H.I.C.<sup>1</sup>

The implicative analysis is powerful tool. It allows a clear visualization of relations of similarity and implication among the variables or classes of variables of the situation-problem, through the graphs elaborated by the software C.H.I.C. Statistical implicative analysis is a data analysis method created by Régis Gras, which has a significant impact on a variety of areas ranging from pedagogical and psychological research to data mining. (Gras et al., 2007) The implicative statistical analysis aims at giving a statistical meaning to expressions like: *“if we observe the variable  $a$  in a subject of a set  $E$ , then in general we observe the variable  $b$  in the same subject”*. (Gras et al., 1997)

C.H.I.C. is a software tool that allows implementation of statistical implicative analysis by offering an effective interface for easy use. Software allows different treatments:

- building of a hierarchy of similarities according to IC Lerman's method;
- building of implicative graph of variables and implicative tree of classes;
- designation of subjects who contribute the most paths of graph or to classes of implicative tree;
- comparison between implicative graph and inclusive graph, which modeless at best inclusion of classes of subjects to a given threshold. (Gras, Peter, 1999).

Statistical implicative analysis is a method mainly used by didactics as a profitable and heuristic method of data analysis. The results of this study are organized into two parts based on the method of analysis. The similarity analysis is a classification method, which aims to identify in a set  $V$  of variables, thicker and thicker partitions of  $V$ , arranged in an ascending order. (Lerman, 1981)

#### 5. Methodology of our experiment

In accordance with theory of didactic situations frame: within the frame of didactic situation (noosphere didactic situation) we made an analyze of math textbooks, an analyze of various mathematical materials, where the aim was to choose a useful problem pupils and which would help us to find out reply to already formulated following research questions:

*“Can we determine all the possible strategies that the pupils would use? Which kind of strategy pupils have used at most? Did pupil use only one strategy that has come him to a good result or it was necessary to change strategy if was one failed in the first choice?”*

The pupils solved this problem: *“To ten meters high tree climbs straight up the caterpillar. Caterpillar climbs four meters per day and falling down to two meters in night. How many days need the caterpillar to get to the top of the tree?”*

There are standard approaches how correct solve this problem for the development of functional thinking. Pupils could solve problem with use different strategies with reference to their level of knowledge. The experiment was carried out with 11 – 12 year old pupils in one school in Nitra (Slovakia). Problem solved 61 pupils.

There are possible strategies of pupils solving (a-priori analysis of problem experiment) which relate with some parts of mathematic:

Strategy A – table method and looking for relationships or formulas

Strategy B – reasoning and argumentation

Strategy C – grope-and-hope method

Strategy D – graphical representation

We remark that the pupils worked individually. We know that the count of the tested pupils is not sufficient to critical and rigorous research and due to we talk only about probe.

---

<sup>1</sup> C.H.I.C. - Classification Hiérarchique Implicative et Cohésitive (Version 3.1, 2003), Couturier *et al.* (2003)

## 6. Didactical variables of problem (a-priori analysis)

Didactic variables are based on the pupils' strategies described above. We use the dichotomous variables into classes marked with labels *A*, *B*, *C*, *D*. In following table are results of pupils' solutions. In first column of the table are used strategies. In second column of the table are included counts of pupils whose have used a given strategy in solutions.

**Table 1: results of pupils' solution**

Strategies	Counts of pupils
Only strategy A	10
Only strategy B	12
Only strategy C	2
Only strategy D	8
Two different strategies	26
Three different strategies	3

In each strategy we separate the following solutions' steps:

*A1*: He/she uses strategy A in solution.

*A2*: He/she uses table in solving problem.

*A3*: He/she derives some formula, characteristic or relationship.

*A4*: He/she correctly solved problem by using strategy A.

*B1*: He/she uses strategy B in solution.

*B2*: He/she indicates a logical sequence of ideas.

*B3*: He/she correctly solved problem by using strategy B.

*C1*: He/she uses strategy C in solution.

*C2*: He/she estimates the number of days.

*C3*: He/she tested possibilities.

*C4*: He/she correctly solved problem by using strategy C.

*D1*: He/she uses strategy D in solution.

*D2*: He/she uses the graphical representation of situation from problem.

*D3*: He/she correctly solved problem by using strategy D.

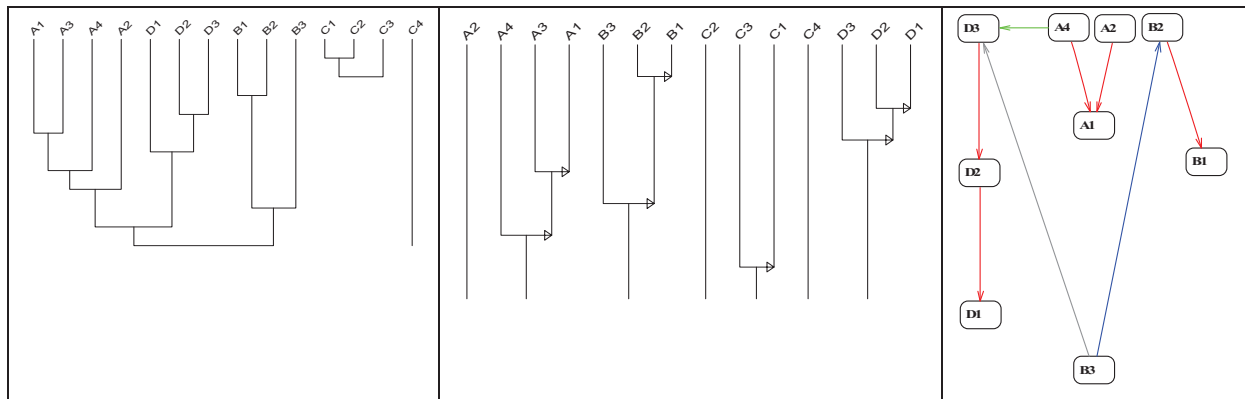
## 7. Evaluation of pupils' strategies by C.H.I.C.

Results were interpreted with help of the statistical software C.H.I.C. which permits some quantitative analysis of pupil strategies aimed at clarifying relations among individual variables or entire classes of variables. The didactic variables were defined in a – priori analysis as construction levels and classified by binary value with 0 or 1. Relations among the didactic variables were well displayed in graphs such as similarity tree, implicative graph and implicative tree (figure 1). Graphs offer comparison of similarity expressed of didactic variables (a-priori analysis), show the relations among cohesion variables. Graphs also offer percentage of the probability of their implementation and express the probability of realization implications, respectively equivalences among variables.

We note that similarity tree represents the similarities among some arguments in a-priori analysis. Implicative tree represents the implications or the equivalencies among some arguments in analysis a-priori. By evaluation of experiment's results the most significant are the first two levels in the graph, the others are irrelevant. As the author Gras (2007) states, in the implicative graph are the results of the experiment significant relationships between variables by 85%.

These graphs were obtained.





**Figure 1: similarity tree, implicative tree and implicative graph**

From the graphs we identify these dependencies or facts and interpretation of these results we gave into conclusion:

- the similarity tree displays the strong similarity between variables  $C1, C2$ ; in the second level also significant level for evaluation is evident similarity between class of variables  $\{C1, C2\}$  and variable  $C3$ ; the similarity tree is split into two groups of variables: together are variables  $A, B, D$  or separately are variables  $C$ ;
- the implicative tree provides the strongest implication between variable  $B2$  and  $B1$ ; the second level is the implication between variables  $D2$  and  $D1$ ; other equivalences and implications are irrelevant;
- the implicative graph displays relations between variables with the intensity in the level at least 88 %: between the variables  $D3, D2, D1$ , the variables  $A4, A1$ , the variables  $A2, A1$  and the variables  $B2, B1$  is 99 % - intensity; the lower intensity at the quality 95 % is between variables  $B3, B2$ ; intensity between variables  $A4, D3$  is 94 % and between variables  $B3, D3$  is 88 %.

## 8. Conclusion

The analysis of results of pupils' solution brings us to simple conclusions. At first, is evident that pupils used different approaches to obtain the solutions which were based on various knowledge levels. Their effort was in application not only one strategy but they also demonstrated the abilities to combine more possible solutions. The combinations were correct for the majority of pupils. One can see from implicative graph that if pupil has used the strategy A then solves the problem also using strategy D (this problem correctly solved 13 pupils from 26 pupils). Pupils' solutions who correctly solved problem with strategy B and also resolved problem correctly using strategy D (these pupils was 10). The strategies A, B and D were observed in pupils' papers. From this graph we can't visible relationship between strategies A, B in pupils' solution. Although strategies A and B were used mostly, but just separately. Only three pupils used in problem solving strategy A and also strategy B. Strategy C was at least used pupils' strategy. In the similarity tree we can see strategy C as one group. The second independent group is formed strategies A, B, D which have the similar basis. The most commonly used strategy was strategy where pupils use a logical sequence of ideas. On the other hand they looked for relationships or formulas after their logical sequence of ideas. We state that the graphical representation helped pupils relevantly because their solutions were correctly by using this approach.

These results such the study by Pavlovičová, Záhorská (2012) confirm the fact that pupils of certain age, assuming the appropriate level of solving and mathematical skills and knowledge, build and develop skills to solve mathematical problems by choosing their own solution strategies.



## 9. References

- [1] BROUSSEAU, G. 1986. Fondaments et méthodes de la didactique des mathématiques. Recherches en Didactique des Mathématiques. Grenoble, La Pensée sauvage, 1986.
- [2] BROUSSEAU, G. 1998. Théorie des situations didactiques. Grenoble, La Pensée sauvage, 1998.
- [3] BUREŠ, J. – NOVÁKOVÁ, H. – NOVOTNÁ, J. 2010. Devolution as a motivating factor in teaching mathematics. In: Motivation via natural differentiation in mathematics. Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, 2010, pp. 38-46.
- [4] GRAS, R. et al. 1997. Implicative Statistical Analysis. In: Proceedings of the 5th Conference of the International Federation of Classification Societies. Springer – Verlag 2, 1997, pp. 412-419.
- [5] GRAS, R., PETER, P. 1999. From a cognitive complexity problem to an implicative mode in Actes de l'Intensive Programme Socrates Erasmus 1998/1999. University of Cyprus. A multidimensional approach to learning in mathematics and sciences, A. Gatatsis Ed. Intercollege press Cyprus, 1999, pp. 491-50.
- [6] GRAS, R. et al. 2007. Statistical implicative analysis. Theory and Application, Springer – Verlag Berlin, 2007.
- [7] CHEVALLARD, Y. 1992. Concepts fondamentaux de la didactique: perspectives apportées par une approche anthropologique. In: Recherches en Didactique des Mathématiques, Vol. 12/1, Grenoble, La Pensée sauvage, 1992.
- [8] KOPKA, J. 1999. Hrozny problému ve školské matematice. 1. vyd. Ústí nad Labem: Acta Universitatis Purkynianae, 1999, p. 196.
- [9] KOPKA, J., VOPĚNKA, P. 2007. Metody řešení matematických úloh. Retrieved from [kma.ujep.cz/souby/opory/Metody\\_reseni\\_matematickych\\_uloh.doc](http://kma.ujep.cz/souby/opory/Metody_reseni_matematickych_uloh.doc)
- [10] LERMAN, I. C. 1981. Classification et analyse ordinale des données. Dunod, Paris, 1981.
- [11] MARGOLINAS, C. 1994. Double analyse d'un épisode: cercle épistémologique et structuration du milieu. In: Vingt ans de didactique des Mathématiques en France, Grenoble, La Pensée sauvage, 1994.
- [12] PAVLOVIČOVÁ, G., ZÁHORSKÁ, J. 2012. Analysis of the solution strategies of one mathematical problem. In: Generalization in mathematics at all educational levels. Rzeszów : Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, 2012, pp. 238-247.
- [13] TRENČANSKÝ, I. et al. 2001. Slovník TDS, 1. část. In: Zborník príspevkov na seminári z teórie vyučovania matematiky, No. 4. Bratislava, 2001, pp. 95-103.
- [14] TRENČANSKÝ, I. et al. (2003). Slovník TDS, 2. část. In: Zborník príspevkov na seminári z teórie vyučovania matematiky, No. 5. Bratislava, 2003, pp. 113-122.

### Adresa autorov:

Lucia Rumanová, PaedDr., PhD.

Katedra matematiky FPV UKF v Nitre

Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra

lrumanova@ukf.sk

Dušan Vallo, RNDr., PhD.

Katedra matematiky FPV UKF v Nitre

Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra

dvallo@ukf.sk

## Meranie zmeny úrovne matematických kompetencií žiakov v priebehu času Measurement of change in the level of mathematical competence of pupils over time

Lubomír Rybanský, Mária Kóšová

**Abstract:** The aim of this paper is to statistically evaluate whether there occurred an increase in level of mathematical skills of students during the project KEGA 3/7001/09 and ongoing project KEGA 015 CPU - 4/2012 by which are used the results of tests of 5th, 6th, and 7th grade of primary school.

**Abstrakt:** Cieľom tohto príspevku je štatisticky vyhodnotiť, či v priebehu riešenia projektu KEGA 3/7001/09 a nadväzujúceho projektu KEGA 015 UKF – 4/2012 došlo k zvýšeniu úrovne matematických kompetencií žiakov vplyvom používania vytvorených materiálov v rámci oboch projektov, pričom sú použité výsledky výstupných testov 5., 6., a 7. ročníka ZŠ.

**Key words:** IRT, Two-way repeated measures analysis of variance, mathematical competencies.

**Kľúčové slová:** IRT, dvojfaktorová analýza rozptylu s opakovanými meraniami, matematické kompetencie.

**JEL classification:** *MESC B10*

### 1 Úvod

V súčasnosti je venovaná veľká pozornosť zvyšovaniu kľúčových matematických kompetencií žiakov. Tieto sa nepriamo merajú rôznymi didaktickými testami, ktoré obsahujú rôzne úlohy alebo otázky. Predpokladá sa, že odpovede na tieto otázky závisia iba od úrovne matematických kompetencií žiaka. O žiakovi, ktorý získa z testu väčší počet bodov (skóre) ako iný žiak, tvrdíme, že má aj vyššiu úroveň matematických kompetencií. Problém však nastane vtedy, keď chceme zistiť, či sa úroveň matematických kompetencií u daného žiaka zvyšuje (v čase). Porovnaním jeho výsledkov z dvoch rôznych testov by sme odpoveď na túto otázku nemohli dostať, pretože nástroje klasickej teórie testov takéto porovnanie neumožňujú. V tomto článku sa zaoberáme tým, ako je možné uvedený problém riešiť a to prostredníctvom štatistického spracovania výstupných testov v rámci projektov KEGA 3/7001/09 s názvom *Zvyšovanie kľúčových matematických kompetencií – alternatívne učebné programy z matematiky pre základné školy v zmysle cieľov nového štátneho vzdelávacieho programu a v zmysle zvyšovania matematickej gramotnosti podľa dopadov PISA*, ktorý bol venovaný príprave učebných materiálov a overeniu efektívnosti ich použitia vo vyučovaní matematiky v 5., 6. ročníku ZŠ a nadväzujúceho projektu KEGA 015 UKF – 4/2012 s názvom *Zvyšovanie kľúčových matematických kompetencií II – alternatívne a doplnujúce učebné programy z matematiky pre základné školy v zmysle cieľov nového štátneho vzdelávacieho programu a zvyšovanie matematickej gramotnosti podľa PISA*, ktorý sa venoval v školskom roku 2011/2012 príprave učebných materiálov a overeniu efektívnosti ich použitia vo vyučovaní matematiky v 7. ročníku ZŠ a v súčasnosti je venovaný príprave učebných materiálov pre 8. ročník ZŠ.

Cieľom týchto projektov bolo a je vypracovať a experimentálne overiť nové učebné materiály zamerané na riešenie problémových úloh s kontextom z reálneho života. Pri štatistickom spracovaní jednotlivých výstupných testov pre každý ročník zvlášť sa preukázalo, že pripravené materiály efektívne prispeli k zvýšeniu matematických kompetencií žiakov príslušného ročníka ZŠ (bol zistený štatisticky významný rozdiel v úrovni vedomostí žiakov kontrolnej a experimentálnej skupiny [3], [5]). Hlavným cieľom je zistiť, či sa úroveň

matematických kompetencií žiakov experimentálnych škôl zvyšovala a či sa zväčšuje rozdiel v úrovni matematických kompetencií medzi žiakmi kontrolných a experimentálnych škôl v priebehu riešenia projektov. Na zistenie toho, či v dôsledku používania vytvorených materiálov došlo k zvýšeniu úrovne matematických kompetencií použijeme nástroje IRT (Item Response Theory). IRT umožňuje odhadnúť úroveň matematických kompetencií pre každého žiaka. Okrem toho umožňuje zistiť vlastnosti položiek a aj celého testu prostredníctvom odhadovania tzv. charakteristických a informačných kriviek pre jednotlivé úlohy.

Podrobnejšie informácie o IRT možno nájsť v [1], [2], [6], [7], [8]. Podrobnejšie informácie o projekte KEGA možno nájsť na internetovej stránke [www.kega.fss.ukf.sk](http://www.kega.fss.ukf.sk).

## 2 Metodika spracovania údajov

Ako výskumný nástroj sme použili výstupné testy pre 5. a 6. ročník ZŠ, ktoré boli súčasťou riešenia projektu KEGA 3/7001/09 a výstupný test pre 7. ročník ZŠ, ktorý bol súčasťou projektu KEGA 015 UKF – 4/2012. Všetky tri výstupné testy pozostávali zo šiestich úloh obsahovo pokrývajúcich vzdelávacie oblasti *Čísla, premenné, početné úkony s číslami; Vzťahy, funkcie, tabuľky, diagramy; Geometria a meranie; Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika; Logika, dôvodenie, dôkazy*, pričom v každom z testov bola aspoň jedna úloha z každej z uvedených oblastí.

Výskumnú vzorku tvorilo celkovo 877 žiakov v 5. ročníku, 737 žiakov v 6. ročníku a 620 žiakov v 7. ročníku. Pre každý z trojice testov sme najskôr overili predpoklady použitia IRT a následne sme vypočítali parametre položiek, informačné krivky a hodnoty latentnej premennej pre každého žiaka, ktorý príslušný test písal. Týmto spôsobom sme získali odhad matematických kompetencií každého žiaka.

Avšak, aby bolo možné zistiť, či sa úroveň matematických kompetencií v priebehu trvania projektu skutočne zvyšovala, museli sme do ďalšej analýzy zahrnúť iba tých žiakov, ktorí riešili všetky tri testy. Toto spôsobilo, že výskumná vzorka sa zredukovala na 403 žiakov (203 žiakov experimentálnych škôl a 200 žiakov kontrolných škôl). Tieto údaje sme ďalej vyhodnocovali analýzou rozptylu pre opakované merania.

## 3 Použitie metód IRT na odhad úrovne matematických kompetencií žiakov

### 3.1 Predpoklady použitia IRT

V porovnaní s klasickou teóriou testov má IRT silnejšie predpoklady použitia. Prvým predpokladom je existencia spoločného faktora (latentnej premennej), ktorý vysvetľuje korelácie položiek. Tento predpoklad býva úplne splnený iba zriedka a malé porušenia tohto predpokladu nespôsobujú veľké rozdiely. Stačí, keď pre údaje existuje jeden vysoko dominujúci faktor.

Druhým predpokladom je, že vzťah medzi pozorovanými odpoveďami a latentnou premennou má špecifickú formu. Krivka znázorňujúca tento vzťah sa nazýva charakteristická krivka položky označovaná ako ICC. Latentná premenná sa označuje  $\theta$  a predpokladá sa, že má normované normálne rozdelenie, teda strednú hodnotu 0 a smerodajnú odchýlku 1. Charakteristická krivka je najčastejšie grafom logistickej funkcie.

Na spracovanie výstupných testov je vhodné použiť Samejima's Graded Response (SGR) Model ([2]), čo je polytomický IRT model, ktorý predpokladá, že kódy (skóre, body) odpovedí na položky sú usporiadané. V tomto modeli sa pravdepodobnosť výberu  $k$ -tej odpovede (zisku  $k$  bodov) v  $i$ -tej položke (za  $i$ -tu úlohu) počíta podľa vzorca

$$P(v_i = k | \theta = t) = \frac{1}{1 + \exp(-1,7a_i(t - b_{i,k}))} - \frac{1}{1 + \exp(-1,7a_i(t - b_{i,k+1}))},$$

kde  $a_i$  je parameter diskriminácie, o ktorom sa predpokladá, že je rovnaký pre každý výber odpovede na  $i$ -tu položku,  $b_{i,k}$  je parameter náročnosti  $k$ -tej odpovede na  $i$ -tu položku, pričom  $b_{i,k-1} < b_{i,k} < b_{i,k+1}$ ,  $k = 1, 2, \dots, s_i$ ,  $b_{i,s_i+1} = \infty$ ,  $s_i$  je počet odpovedí na  $i$ -tu položku.

### 3.2 Aplikácia IRT na výstupné testy v 5., 6., a 7. ročníku ZŠ

Najskôr sme overili predpoklady použitia IRT. Vypočítali sme korelačnú maticu položiek pre každý test zvlášť a zistili sme, že korelácie sú významné (výsledky z dôvodu priestorovej náročnosti neuvádzame). Metódou faktorovej analýzy sme zistili (tab. 1), že v každom z testov existuje jeden dominujúci faktor, ktorý v prípade výstupného testu pre 5. ročník vysvetľuje 46,99% celkovej variability, v prípade testu pre 6. ročník 48,55% celkovej variability a v prípade testu pre 7. ročník 55,87% celkovej variability. Tento faktor nazveme *matematické kompetencie*.

**Tab. 1: Výsledky faktorovej analýzy**

vlastné číslo	5. ročník		6.ročník		7.ročník	
	hodnota	% rozptylu	hodnota	% rozptylu	hodnota	% rozptylu
$v_1$	2,82	46,99%	2,91	48,55%	3,35	55,87%
$v_2$	0,77	12,76%	0,82	13,68%	0,71	11,82%

Parametre modelu sme odhadli pomocou voľne šíriteľného programu *eirt*, ktorý je doplnkom k programu MS Excel. Čím sme dostali odhad parametrov charakteristických kriviek odpovedí na položky a, pre nás najdôležitejší výsledok metódy IRT, odhad matematických kompetencií každého žiaka v 5., 6., a 7. ročníku. Na ukážku uvádzame odhad matematických kompetencií pre vybraných šesť žiakov.

**Tab. 2: Matematické kompetencie vybraných žiakov**

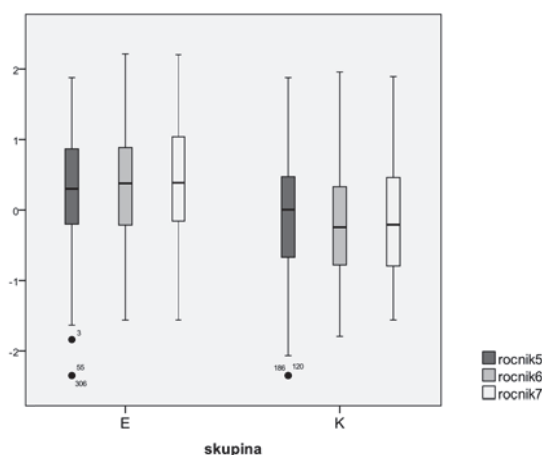
žiak	skupina	5. ročník	6. ročník	7. ročník
21	E	0,085	1,169	1,574
22	E	-0,203	0,414	0,938
23	E	0,048	-0,248	1,238
401	K	-0,259	0,981	0,643
402	K	0,032	0,712	-0,064
403	K	-0,722	-0,334	-0,033

### 4 Aplikácia dvojfaktorovej analýzy rozptylu pre opakované merania na úroveň matematických kompetencií žiakov v 5., 6., a 7. ročníku ZŠ

Na overenie hypotéz uvedených v úvode sme použili dvojfaktorovú analýzu rozptylu pre opakované merania. Závislou premennou je úroveň matematických kompetencií, ktorá bola opakovane zisťovaná v 5., 6., a 7. ročníku (faktor *ročník*, ktorý má tri úrovne: *5.ročník*, *6. ročník*, *7. ročník*). Predpokladáme, že na závislú premennú pôsobí pevný faktor *skupina*, ktorý má dve úrovne: *E* – experimentálna skupina, *K* – kontrolná skupina. V tab.3 uvádzame aritmetický priemer úrovne matematických kompetencií žiakov kontrolnej a experimentálnej skupiny spolu s marginálnymi priermi. Na obr. 1 sú kategorizované krabicové grafy pre úroveň matematických kompetencií.

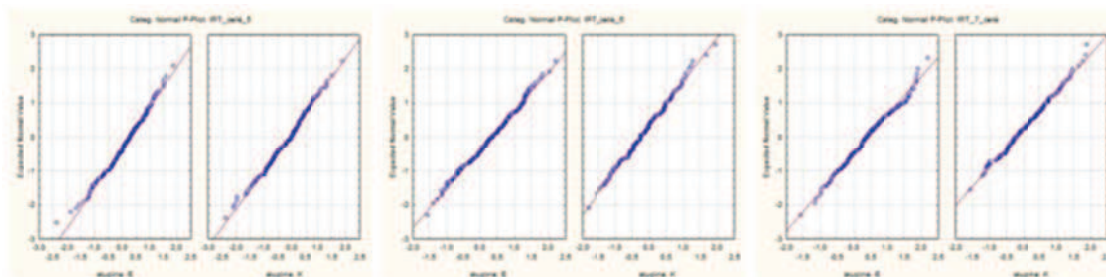
**Tab. 3: Priemerné hodnoty matematických kompetencií**

skupina	matematické kompetencie			
	5.ročník	6.ročník	7.ročník	
K	-0,090	-0,239	-0,179	-0,169
E	0,265	0,339	0,435	0,346
	0,088	0,052	0,129	

**Obr. 1: Krabicové grafy pre matematické kompetencie**

Z vypočítaných priemerov (tab. 3) a krabicových grafov (obr. 1) pre matematické kompetencie žiakov experimentálnej a kontrolnej skupiny možno vidieť, že zatiaľ čo v experimentálnej skupine sa úroveň matematických kompetencií v priebehu trvania projektu neustále zvyšovala (0,265; 0,339; 0,435), v kontrolnej skupine nastal v 6. ročníku ZŠ pokles v úrovni matematických kompetencií oproti úrovni v 5. ročníku ZŠ (-0,090; -0,239, -0,179).

Pred použitím analýzy rozptylu sme overili predpoklady jej použitia. Predpoklad rovnosti rozptylov matematických kompetencií v kontrolnej a experimentálnej skupine v jednotlivých ročníkoch sme overili Leveneovym testom. Vo všetkých troch prípadoch boli dosiahnuté  $p$ -hodnoty väčšie ako 0,05 (5. ročník:  $p = 0,280$ , 6. ročník:  $p = 0,051$ , 7. ročník:  $p = 0,850$ ), teda hypotézu o rovnosti rozptylov nezamietame.

**Obr. 2: Kategorizované P-P grafy matematických kompetencií**

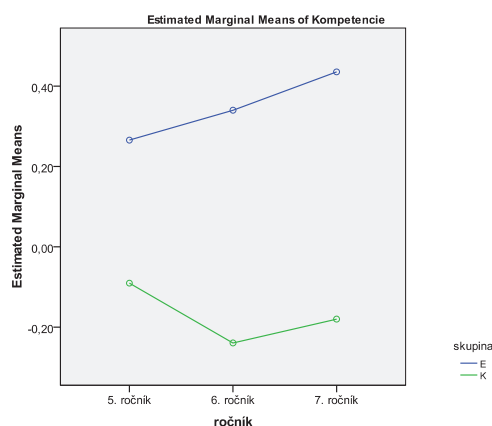
Normalitu hodnôt matematických kompetencií sme overili na základe P-P grafov, ktoré sú na obrázku 2. Vidíme, že ani v jednom prípade nezamietame hypotézu, že dáta majú normálne rozdelenie.



**Tab. 4: Výsledky analýzy rozptylu**

	SS	df	MS	F	p
Intercept	9,47	1	9,47	6,14	0,014
skupina	80,74	1	80,74	52,33	0,000
Error	618,71	401	1,54		
ROČNÍK	1,21	2	0,60	2,04	0,131
ROČNÍK*skupina	3,97	2	1,99	6,71	0,001
Error	237,56	802	0,30		

Z významnosti faktora *skupina* ( $p < 0,001$ ) vyplýva, že priemerná úroveň matematických kompetencií žiakov v experimentálnej skupine je vyššia ako u žiakov kontrolnej skupiny. Faktor *ročník* ( $p = 0,131$ ) je nevýznamný, teda nie sú významné rozdiely v úrovni matematických kompetencií žiakov medzi ročníkmi. Interakcia faktorov *ročník\*skupina* ( $p = 0,001$ ) je významná. Vzhľadom na túto významnosť možno tvrdiť, že efekt faktora *skupina* nie je v jednotlivých ročníkoch rovnaký, žiaci experimentálnej skupiny dosahujú vyššiu úroveň matematických kompetencií.



**Obr. 3: Úroveň matematických kompetencií v jednotlivých ročníkoch v experimentálnej a kontrolnej skupine**

Metódou plánovaných porovnaní sme testovali významnosť rozdielov úrovne matematických kompetencií medzi niektorými úrovňami faktorov. Zistili sme, že v experimentálnej skupine sa významne nelíši úroveň matematických kompetencií medzi šiestym a piatym ročníkom ( $p = 0,172$ ) a výrazne sa líši medzi siedmym a šiestym ročníkom ( $p = 0,049$ ) a aj medzi siedmym a piatym ročníkom ( $p = 0,007$ ), a to vždy v prospech vyššieho ročníka. V kontrolnej skupine sa štatisticky významne líši úroveň matematických kompetencií žiakov medzi piatym a šiestym ročníkom ( $p = 0,007$ ) a to v prospech piateho ročníka. Interakcia faktorov *ročník\*skupina* pre šiesty a siedmy ročník je nevýznamná ( $p = 0,601$ ), teda rozdiel v úrovni matematických kompetencií medzi žiakmi kontrolnej a experimentálnej skupiny je v šiestom a siedmom ročníku štatisticky nevýznamne rozdielny. Interakcia faktorov *ročník\*skupina* je významná v prípade kombinácií: 5. ročník - 6. ročník ( $p = 0,004$ ), 5. ročník - 7. ročník ( $p = 0,002$ ) a to tým spôsobom, že vo vyššom ročníku je rozdiel v úrovni matematických kompetencií väčší.

## 5 Záver

Použitím metód IRT sa nám podarilo zistiť, že učebné materiály vytvorené v rámci vyššie uvedených projektov KEGA pomáhajú zvyšovať úroveň matematických kompetencií u tých žiakov, ktorí mali možnosť ich používať (žiaci experimentálnej skupiny) a zároveň, že



úroveň matematických kompetencií žiakov experimentálnych škôl je vyššia v porovnaní s úrovňou matematických kompetencií žiakov kontrolných škôl. Je dôležité poukázať na to, že bez použitia metód IRT by sme k záverom, ktoré sú prezentované v tomto článku, nemohli iným spôsobom dospieť.

## 6 Literatúra

- [1]BAKER F. – KIM S.H. 2004. Item Response Theory: Parameter Estimation techniques (2nd ed.). New York: Marcel Dekker, 2004. 528 s. ISBN 978-08-2475-825-0
- [2]CHERNYSHENKO O. S. A KOL. 2001. Fitting Item Response Theory Models to Two Personality, Inventories: Issues and Insights. In: Multivariate Behavioral Research. 2001, s. 523-562. ISSN 0027-3171
- [3]KÓŠOVÁ M. – RYBANSKÝ Ľ. 2011. Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 6. ročník projektu KEGA 3/7001/09. In: Zborník príspevkov z IX. Nitrianskej matematickej konferencie organizovanej katedrou matematiky FPV UKF v Nitre. 2011. Fakulta prírodných vied UKF v Nitre, 2011, s. 117-123 ISBN 978-80-8094-958-7
- [4]RYBANSKÝ Ľ. – VRÁBELOVÁ M. 2010. Štatistické spracovanie výsledkov vstupného testu KEGA 3/7001/09. In: Zborník príspevkov z vedeckej konferencie Pedagogická veda a školská prax v historickom kontexte. 2010. Katedra pedagogiky Filozofickej fakulty Univerzity Cyrila a Metoda v Trnave, 2010. s. 175-184. ISBN 978-80-8105-182-1
- [5]RYBANSKÝ Ľ.-VRÁBELOVÁ M. 2010. Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 5. ročník projektu KEGA 3/7001/09. In: Zborník príspevkov z VIII. Nitrianskej matematickej konferencie organizovanej katedrou matematiky FPV UKF v Nitre 2010. Fakulta prírodných vied UKF v Nitre, 2010, s. 225-232. ISBN 978-80-8094-781-1
- [6]<http://info.worldbank.org/etools/docs/library/117765/Item%20Response%20Theory%20-%20F%20Baker.pdf>
- [7]<http://personality-project.org/r/book/Chapter8.pdf>
- [8]<http://www.metheval.uni-jena.de/irt/VisualIRT.pdf>
- [9][http://astro.temple.edu/~andykarp/Graduate\\_Statistics/Graduate\\_Statistics\\_files/Ch%2011%20Lecture%20Notes.pdf](http://astro.temple.edu/~andykarp/Graduate_Statistics/Graduate_Statistics_files/Ch%2011%20Lecture%20Notes.pdf)

### Adresa autorov:

Ľubomír Rybanský, RNDr.  
Univerzita Konštantína Filozofa  
Trieda A. Hlinku 1, 94901 Nitra  
lubomir.rybansky@ukf.sk

Mária Kóšová, Mgr.  
Univerzita Konštantína Filozofa  
Trieda A. Hlinku 1, 94901 Nitra  
maria.kosova@ukf.sk

## Vyhodnotenie teplôt povrchu v letnom období roku 2012 na vybraných lokalitách mesta Nitra

### Evaluation of surface temperatures in the summer of 2012 in selected locations in the city of Nitra

Monika Strelková, Soňa Keresztesová, Zdenka Rózová, Dagmar Markechová, Anna Tirpáková

**Abstract:** In the paper we try to prove the influence of the vegetation on surface temperatures in selected conditions of town Nitra. For comparison, 4 areas with different ratio of vegetation and impervious surfaces were monitored during summer months (June – August 2012). Areas were regularly monitored at 8am, 15pm and 22pm always one week during each month. Remarkable differences between surface temperatures and different materials as well as in between the monitored areas were proved.

**Abstrakt:** V príspevku prezentujeme výsledky ekologického výskumu, ktorého cieľom bolo preukázať vplyv vegetácie na teplotu rôznych povrchov v lokalitách mesta Nitra. Predmetom analýz boli štyri lokality s rôznym pomerom vegetácie v období jún, júl a august 2012. Merania boli realizované v časoch 8:00, 15:00 a 22:00 letného času, vždy jeden týždeň v mesiaci. Štatistickou analýzou nameraných údajov sa potvrdili predpoklady o významných rozdieloch v povrchovej teplote ako v jednotlivých lokalitách, tak aj v závislosti od vlastností povrchového materiálu.

**Key words:** Surface temperature, ANOVA test, Microclimate

**Kľúčové slová:** teplota povrchu, ANOVA test, mikroklima

**JEL classification:** Q54

#### 1. Úvod

Dreviny, kry a vegetačný pokryv majú v urbanizovanom prostredí svoj význam a prinášajú množstvo benefitov. Viacerí zahraniční ale aj domáci autori študovali problematiku zelene z hľadiska jej rôznych funkcií [10]. Členenie funkcií zelene nie je podľa jednotlivých autorov zhodné, možno však povedať, že jadro funkčného posudzovania je rovnaké. Odlišné býva obyčajne poradie dôležitosti, hierarchia členenia a stupeň jeho podrobnosti ([8]). Preto viaceri autori hodnotí funkcie vegetácie aj podľa iných kritérií. Napriek tomu žiadny z autorov nepopiera skutočnosť, že zeleň je nenahraditeľnou súčasťou mestského organizmu. Zeleň má nielen pôdoochrannú ([4], [7]), vodoochrannú ([3], [5]), ekologickú ([10]) či estetickú funkciu ([8]), ale tvorí aj akýsi rámec pre sociálne kontakty a plní tak aj sociálnu funkciu. Okrem spomínaných atribútov, má zeleň aj mikroklimatickú funkciu a pozitívne tak ovplyvňuje miestnu mikroklimu ([2]). Vplyv vegetácie na mikroklimu je najevidentnejší v tropických podmienkach, kde, ako uvádzajú autori Spangenberg, Shinzato, Johansson, Duarte vo svojej štúdii [9], môže byť rozdiel medzi teplotami povrchov v blízkosti s výsadbou zelene a spevnenými plochami bez vegetácie až 12°C. V našich klimatických podmienkach autori uvádzajú menšie, no preukázateľné rozdiely medzi teplotou ovzdušia ulíc so stromami a bez stromov – 0,5 °C ([1]) alebo až 2,1 °C ([6]). Cieľom ekologického výskumu, ktorý bol realizovaný pracovníkmi Katedry ekológie FPV UKF v Nitre v roku 2012, bolo analyzovať rozdiely v povrchových teplotách na plochách s relatívnym dostatkom zelene a plochách s pokryvom prevažne spevnených plôch. Merania boli realizované v letnom období, keď sa rozdiely v povrchovej teplote medzi jednotlivými lokalitami s rôznym pomerom vegetácie a spevnenej plochy ako aj vzhľadom na rozdielne vlastnosti materiálov môžu prejavovať výrazne rozdielne.

## 2. Materiál a metódy

Povrchová teplota bola sledovaná na štyroch lokalitách v meste Nitra v mesiacoch jún - august 2012. Boli zvolené lokality o výmere 50 x 50 m s rozdielnym pomerom kvantity a distribúcie zelene na týchto plochách. Plochy Mestský park (s percentuálnym zastúpením zelene k zastavanej ploche 90 - 100%), a Internát (s percentuálnym podielom vegetácie 70 - 90%) boli zvolené ako reprezentatívne plochy. Na týchto plochách sa nachádzajú vegetačné prvky vo všetkých vrstvách etáže s rôznou textúrou aj štruktúrou. Tieto plochy boli porovnávané s plochami OC Mlyny (kde je percentuálne zastúpenie zelene iba 0-30%) a Agroinštitút (percentuálny podiel zelene tvorí 30-70%) s odlišnými podmienkami tvorenými prevažne spevnenou plochou a vyššou hustotou výstavby v okolí sledovaných plôch. Sledované plochy boli pravidelne monitorované počas jedného týždňa začínajúceho vždy druhým pondelkom v mesiaci a v rovnakom čase: o 8.00, 15.00 a 22.00 hodine. Zaznamenávali sa údaje o teplote sledovaných povrchov vždy na rovnakých bodoch jednotlivých lokalít, resp. sublokálí. Zvolili sme nasledujúcich sedem bodov: bod č. 1 - trávnatý povrch, bod č. 2 - prechod medzi trávnatým povrchom a porastom, bod č. 3 - porast, bod č. 4 - prechod medzi porastom a spevnenou plochou, bod č. 5 - spevnená plocha, bod č. 6 - prechod medzi spevnenou a trávnatou plochou, bod č. 7 - vo vzdialenosti 2 m od budovy. Záznam sme opakovali 20x a záznamy boli následne spriemerované. Údaje na lokalitách OC Mlyny a Park boli zaznamenávané dotykovým IR teplomerom Testo 845 a na lokalitách Agroinštitút a Internát boli merané prístrojom TSI Velocicalc 9565. Výsledky meraní sme analyzovali pomocou štatistických metód. Bola použitá dvojfaktorová analýza rozptylu s interakciami. Výpočty sme realizovali v programe STATISTICA.

## 3. Výsledky a diskusia

### A. Vplyv charakteru lokalít OC Mlyny a Park a typu sublokálí na teplotu povrchov

Pri analýze výsledkov experimentu sme najskôr sledovali ako poloha a typ lokality a sublokality vplyvajú na teplotu povrchu. Problém sme riešili dvojfaktorovou analýzou rozptylu s opakovaním, pričom v každej podtriede bol rovnaký počet pozorovaní. Keďže pre každú kombináciu úrovní faktorov máme viac pozorovaní, problém budeme riešiť dvojfaktorovou analýzou rozptylu s opakovaním s interakciami.

Sledovali sme vplyv dvoch faktorov  $A$ ,  $B$  na hodnoty pozorovaného znaku  $X$ , pričom pozorovaným znakom  $X$  bola teplota povrchu, faktorom  $A$  bola poloha a typ lokality a faktorom  $B$  bola poloha a typ sublokality. Metódou analýzy rozptylu sme zisťovali, či je vplyv uvedených dvoch faktorov na hodnoty pozorovaného znaku  $X$  štatisticky významný. Testovanými hypotézami boli hypotéza  $H_A$ : „poloha a typ lokality nemá vplyv na teplotu povrchu“ a hypotéza  $H_B$ : „poloha a typ sublokality nemá vplyv na teplotu povrchu“ a hypotéza  $H_{AB}$ , že faktory  $A$ ,  $B$  sú nezávislé.

Výpočet sme realizovali pomocou programu STATISTICA. Po zadaní vstupných údajov vo výstupnej zostave počítača sme dostali nasledujúcu výstupnú tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu.

**Tab. 1: Výsledky analýzy rozptylu dvojného triedenia s opakovaním s interakciami**

<i>Effect</i>	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
lokalita	<b>429,8</b>	<b>1</b>	<b>429,8</b>	<b>11,273</b>	<b>0,000836</b>
sublok.	<b>1028,3</b>	<b>6</b>	<b>171,4</b>	<b>4,495</b>	<b>0,000182</b>
lokalita*sublok.	217,9	6	36,3	0,953	0,456643
Error	22951,6	602	38,1		

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Vo výslednej tabuľke analýzy rozptylu sú uvedené súčty štvorcov odchýlok ( $SS$ ), počty stupňov voľnosti ( $df$ ) hodnoty rozptylov ( $MS$ ) a hodnoty testovacích kritérií:  $F_A = 11,273$ ,  $F_B = 4,495$ ,  $F_{AB} = 0,953$  a  $p$ -hodnoty ( $p$  je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovanú hypotézu). Ak je vypočítaná hodnota  $p$  dostatočne malá ( $p < 0,05$  resp.  $p < 0,01$ ), testovanú hypotézu o rovnosti stredných hodnôt pozorovaného znaku zamietame na hladine významnosti 0,05 resp. 0,01. V opačnom prípade testovanú hypotézu nemôžeme zamietnuť, t.j. pozorované rozdiely nie sú štatisticky významné.

Test vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$ -hodnôt. Keďže hodnota pravdepodobnosti  $p$  je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , hypotézu  $H_A$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  v prospech alternatívnej hypotézy. To znamená, že poloha a typ lokality štatisticky významne vplývajú na teplotu povrchu v lete 2012. Rovnako na základe vypočítanej hodnoty pravdepodobnosti  $p$  ( $p = 0,000182$ ) na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  zamietame testovanú hypotézu  $H_B$ . Tým bolo preukázané, že teplota povrchu závisí od aj polohy a typu sublokality, na ktorej bola meraná.

Vzhľadom na to, že vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  je v poslednom prípade väčšia ako 0,05 ( $p = 0,456643$ ), testovanú hypotézu  $H_{AB}$  nemôžeme na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  zamietnuť. To znamená, že vzájomná interakcia faktorov  $A$ ,  $B$  na teplotu povrchu nie je štatisticky významná.

Vzhľadom na to, že sme zamietli nulovú hypotézu  $H_B$ , v ďalšom nás zaujímalo, ktoré sublokality sa štatisticky významne odlišujú v teplote povrchu. Pre testovanie kontrastov úrovní faktora  $B$  – typu sublokality sme použili Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov, ktorú sme realizovali v programe STATISTICA. Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$ -hodnôt. Vypočítané  $p$ -hodnoty sú uvedené v tabuľke 2, pričom štatisticky významné hodnoty sme v tabuľke 2 zvýraznili.

**Tabuľka 2. Výsledky Tukeyho testu kontrastov efektov faktora B**

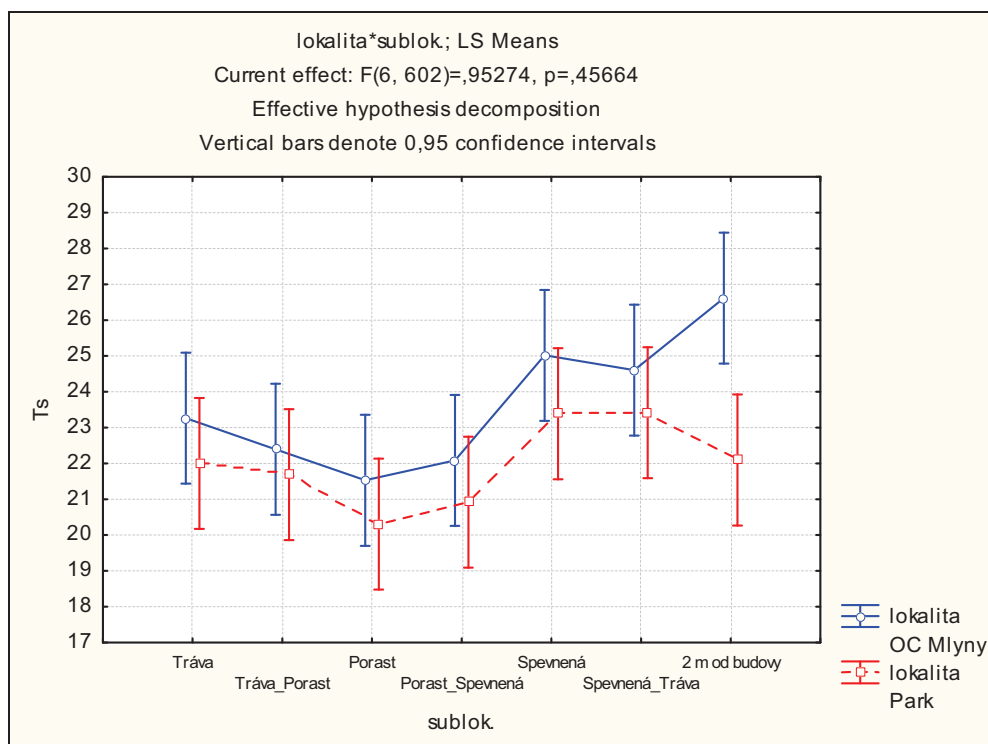
Sublokality	Tráva	Tráva - Porast	Porast	Porast - Spevnená	Spevnená	Spevnená - Tráva	2 m od budovy
Tráva		0,996	0,520	0,889	0,624	0,755	0,513
Tráva - Porast			0,892	0,997	0,233	0,343	0,165
Porast				0,996	<b>0,008</b>	<b>0,016</b>	<b>0,004</b>
Porast - Spevnená					0,057	0,099	<b>0,035</b>
Spevnená						1,000	1,000
Spevnená - Tráva							1,000

(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Z výsledkov, uvedených v tabuľke 2 vidíme, že priemerné hodnoty povrchovej teploty sú štatisticky významne odlišné medzi sublokalitou so spevneným povrchom a sublokalitou s porastom, medzi sublokalitami Porast a Porast – Tráva, medzi sublokalitami Porast a „2 m od budovy“ a medzi sublokalitami Porast – Tráva a „2 m od budovy“.

Na základe uvedených výsledkov a tiež obrázku 1. môžeme konštatovať, že povrchové teploty boli vyššie na lokalite OC Mlyny. Najteplejšou sublokalitou na lokalite OC Mlyny bola sublokality 2 m od budovy s priemernou hodnotou 26,2 °C. Najchladnejšia sublokality na lokalite OC Mlyny bola sublokality porast s priemernou teplotou 21,7 °C. Rozdiel v teplote medzi jednotlivými sublokalitami bol až 4,5 °C. Čo sa týka lokality Park, najchladnejšia sublokality tu bol taktiež porast 20,4 °C. Najteplejšími sublokalitami lokality Park sú

sublokality tráva a prechod medzi trávou a spevnenou plochou s priemernou teplotou 23,3 °C. Rozdiel teplôt povrchu medzi jednotlivými sublokalitami lokality Park predstavuje 2,9 °C.



**Obr. 1:** Priebeh priemerných hodnôt povrchových teplôt sublokality na lokalitách OC Mlyny a Park v letnom období roku 2012

### B. Vplyv charakteru lokalít Agroinštitút a Internát a typu sublokality na teplotu povrchov

Pri analyzovaní výsledkov, ktoré sme namerali na lokalitách Agroinštitút a internát, sme postupovali rovnako ako pri analýze nameraných výsledkov na lokalitách OC Mlyny a Park, ktoré sme popísali v predchádzajúcej časti. Problém sme aj v tomto prípade riešili dvojfaktorovou analýzou rozptylu s opakovaním s rovnakým počtom pozorovaní v každej podtriede. Testovali sme nasledujúce hypotézy: hypotézu  $H_A$ : „poloha a typ lokality nemá vplyv na teplotu povrchu“, hypotézu  $H_B$ : „poloha a typ sublokality nemá vplyv na teplotu povrchu“ a hypotézu  $H_{AB}$ , ktorá predpokladá, že faktory  $A$ ,  $B$  sú nezávislé. Výpočet sme realizovali pomocou programu STATISTICA. Po zadaní vstupných údajov vo výstupnej zostave počítača sme dostali nasledovnú výstupnú tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu.

**Tab. 3:** Výsledky analýzy rozptylu dvojného triedenia s opakovaním s interakciami

Effect	SS	df	MS	F	p
lokality	157,4	1	157,4	4,31	0,038114
sublok.	1427,5	6	237,9	6,52	0,000001
lokality*sublok.	285,4	6	47,6	1,30	0,252897
Error	31673,4	868	36,5		

(zdroj: vlastný výskum, 2013)



Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$ -hodnôt. Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  ( $p = 0,038114$ ) je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , hypotézu  $H_A$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . To znamená, že aj v tomto prípade teplota povrchu je štatisticky významne ovplyvnená typom a polohou lokality. Rovnako aj vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  ( $p = 0,000001$ ) je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , teda hypotézu  $H_B$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  v prospech alternatívnej hypotézy. Pravdepodobnosť chyby, ktorej sa týmto rozhodnutím dopúšťame, je takmer nulová. To znamená, že aj v tomto prípade teplota povrchu závisí od polohy a typu sublokality, na ktorej bola meraná. Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p$  ( $p = 0,252897$ ) je väčšia ako  $0,05$ , hypotézu  $H_{AB}$  nemôžeme zamietnuť. To znamená, že vzájomná interakcia faktorov  $A, B$  na hodnoty meranej teploty nie je štatisticky významná.

Keďže sme zamietli testovanú hypotézu  $H_B$ , v ďalšom nás zaujímalo, ktoré sublokality sa štatisticky významne odlišujú v teplote povrchu. Pre testovanie kontrastov úrovní faktora  $B$  – typ sublokality sme použili Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov, ktorú sme realizovali v programe STATISTICA. Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$ -hodnôt. Vypočítané  $p$ -hodnoty sú uvedené v tabuľke 4, pričom štatisticky významné hodnoty sme v tabuľke 4 zvýraznili.

**Tabuľka 4. Výsledky Tukeyho testu kontrastov efektov faktora B**

Sublokality	Porast	Porast - Spevnená	Spevnená	Spevnená - Tráva	2 m od budovy	Tráva	Tráva - Porast
Porast		0,998	<b>0,001</b>	<b>0,006</b>	<b>0,000</b>	0,546	0,303
Porast - Spevnená			<b>0,007</b>	<b>0,036</b>	<b>0,000</b>	0,865	0,645
Spevnená				0,999	0,994	0,247	0,475
Spevnená - Tráva					0,903	0,555	0,800
2 m od budovy						<b>0,047</b>	0,131

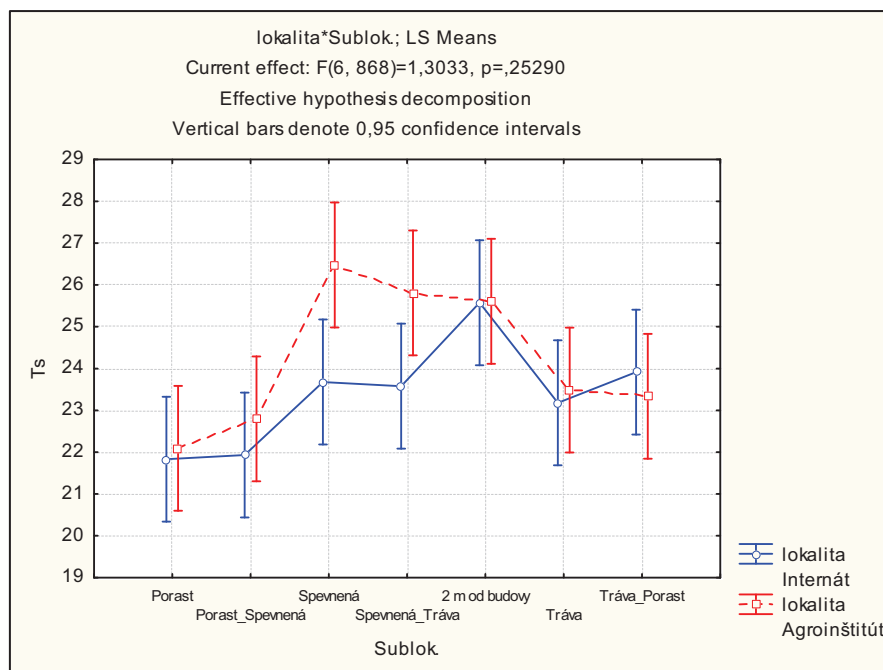
(zdroj: vlastný výskum, 2013)

Z výsledkov, uvedených v tabuľke 4 vidíme, že priemerné hodnoty povrchovej teploty sú štatisticky významne odlišné medzi sublokalitou Porast a Spevnená, medzi sublokalitami Porast a Spevnená – Tráva, medzi sublokalitami Porast a „2 m od budovy“, medzi sublokalitami Porast – Spevnená a Spevnená, medzi sublokalitami Porast – Spevnená a Spevnená – Tráva, medzi sublokalitami Porast – Spevnená a „2 m od budovy“ a medzi sublokalitami „2 m od budovy“ a tráva – Porast. Výsledky sú znázornené graficky na obrázku 2.

Na základe výsledkov analýzy môžeme povedať, že sa podľa očakávania tak ako na kontrolných lokalitách OC Mlyny a Park, tak aj na lokalitách Chrenová a Agroinštitút v letnom období prejavila najnižšia povrchová teplota na sublokalite typu porast (Obr. 2). Výrazne najvyššie povrchové teploty boli namerané na spevnených plochách. Na lokalite Agroinštitút to bola sublokality typu spevnená plocha a na lokalite Chrenová sublokality vzdialená 2 m od budovy. Významný rozdiel medzi povrchovými teplotami sa prejavil na lokalite Agroinštitút medzi sublokalitami porast a spevnená plocha, kde rozdiel bol  $4,3$  °C. Na lokalite Chrenová bol medzi sublokalitami porast a 2 m od budovy rozdiel v povrchovej teplote  $3,7$  °C.

Na nasledujúcom obrázku sú znázornené priemerné hodnoty teploty povrchu namerané v letnom období roku 2012 na rôznych typoch sublokality na lokalitách Agroinštitút a Internát.





**Obr. 2: Priebeh priemerných hodnôt povrchových teplôt sublokality na lokalitách Agroinštítút a Internát v letnom období roku 2012**

#### 4. Záver

Štatistická analýza výsledkov výskumu preukázala, že tak poloha ako aj typ lokality a samotnej sublokality významne vplyvajú na povrchovú teplotu. Použitím štatistických metód sa potvrdilo, že teplota povrchu je štatisticky významne závislá od materiálového zloženia prvkov lokality. Zároveň sa tiež preukázali štatisticky významné rozdiely medzi sublokality v závislosti od štruktúry materiálu povrchu. Môžeme konštatovať, že teplota povrchu závisí od typu sublokality, na ktorej bola meraná a to na všetkých lokalitách, na ktorých sme realizovali merania. Vzájomná interakcia faktorov lokalita a sublokality však ani v jednom prípade štatisticky významne neovplyvňovala teploty povrchu. Avšak keď sa na jednotlivé lokality pozeráme z komplexného hľadiska ako na celok s rôznym množstvom vegetácie, resp. ako na parciálne časti vyskytujúcich sa povrchových štruktúr, v našom prípade tzv. sublokality, môžeme konštatovať, že štatistickou analýzou nameraných údajov sa potvrdili štatisticky významné rozdiely v teplotách povrchu. To znamená, že v závislosti od množstva vegetácie dochádza na lokalitách k ochladzovaniu alebo otepleniu. Výsledky výskumu tým potvrdili, že vegetácia má významný mikroklimatický efekt.

Táto práca bola vypracovaná za podpory projektov: ASFEU OPVaV EÚ Environmentálne aspekty urbanizovaného prostredia ITMS26220220110; 1/0042/12 Analýza vybraných environmentálnych faktorov vo vzťahu k možným zdravotným rizikám.

#### 5. Literatúra

- [1] Grunow, J. 1932. Temperatur – Messfahrt in Berlin am 12. August 1932, Meteorologische Zeitschrift, Braunschweig, 49, 12, p. 481 – 482.
- [2] Jasenka M., 2011. Vplyv mestského prostredia na biologické procesy drevinovej vegetácie. Nitra: SPU v Nitre, 2011. 139 s. Dizertačná práca

- [3] Kavka, B. – Šindelářová, J. 1978. Funkcie zelene v životním prostředí. Praha: SZN Praha, 1987. 235 s.
- [4] Lisický, M. J. 1991. Ochrana přírody. Banská Štiavnica: STU a KEAKE SAV, 1991. 167 s.
- [5] Punz, W. 1984. Urbane vegetation. In: ZELENĚ V MESTÁCH, X. sympóziu o zeleni s medzinárodnou účasťou Flóra Bratislava, Bratislava: ČSVTS, 1984. s. 8 – 12.
- [6] Reháčková, T. – Pauditšová, E. 2006. Vegetácia v urbánnom prostredí. Bratislava: Cicero s.r.o., 2006. 132 s. ISBN 80-969614-1-1
- [7] Sláviková, D. 1992. Evidencia stromov rastúcich mimo lesa, zásady metodického postupu. In: STAROSTLIVOSŤ O MIMOLESNÚ ZELENĚ, Zborník referátov z kolokvia. Zvolen: OÚ ŽP, 1992. s. 19 – 23
- [8] Supuka, J. 1992. Obsah a klasifikácia urbánnej vegetácie, explikácia pojmu “zeleň“. In: KLASIFIKÁCIA RASTLÍN A RASTLINNÝCH SPOLOČENSTIEV. Zvolen: LF-FEE-TU Zvolen, 1992. s. 26 – 33
- [9] Spangenberg, J. – Shinzato, P. – Johansson, E. – Duarte, D. 2009. The Impact of - Urban Vegetation on Microclimate in Hot Humid São Paulo In: PLEA 2007 - The 24th Conference on Passive and Low Energy Architecture, Singapore, 22 – 24 November 2007.
- [10] Youngt, T. – Longcore, T. 2000. Creating community Greenspace: A handbook for developing sustainable open spaces in central cities. Los Angeles: California League of Conservation Voters Education Fund, 2000. 108 pp.

**Adresa autorov:**

Monika Strelková, Mgr. (4)  
KEE FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
[monika.strelkova@ukf.sk](mailto:monika.strelkova@ukf.sk)

Soňa Keresztesová, Ing., PhD.  
KEE FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
[skeresztesova@ukf.sk](mailto:skeresztesova@ukf.sk)

Zdenka Rózová, prof. Ing., CSc.  
KEE FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
[zrozova@ukf.sk](mailto:zrozova@ukf.sk)

Dagmar Markechová, doc. RNDr., CSc.  
KM FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
[dmarkechova@ukf.sk](mailto:dmarkechova@ukf.sk)

Anna Tirpáková, prof. RNDr., CSc.  
KM FPV UKF v Nitre  
Trieda A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
[atirpakova@ukf.sk](mailto:atirpakova@ukf.sk)

## Odhad úhlů pitch, yaw, roll pro kalibraci akcelerometru Estimators of Angles Pitch, Yaw, Roll for Calibration of G-senzor

Martin Svoboda, Jaroslav Marek

**Abstract:** This contribution deals with problems of measurement of acceleration, when a need arises to transform values of acceleration from one coordinate system to another. The problem is determination of rotation parameters pitch, yaw and roll. A linear regression model is used.

**Abstrakt:** Příspěvek pojednává o problému měření zrychlení, respektive o problému transformace vektoru zrychlení z jednoho souřadnicového systému do jiného. Kromě samotné transformační matice jsou počítány úhly natočení pitch, yaw a roll. Pro výpočet je využit lineární regresní model.

**Key words:** matrix of rotation, yaw, pitch, roll, measurement of acceleration

**Klíčová slova:** matice rotace, pitch, yaw, roll, měření zrychlení

**JEL classification:** C13

### Úvod

Cílem příspěvku je sestavit regresní model, který umožní nalézt odhady transformačních parametrů v jedné speciální úloze z automobilového průmyslu.

Většina současných automobilů je primárně kvůli ovládní systémů aktivní ochrany posádky proti nárazu (airbagy) vybavena senzorem, který umožňuje měřit vektor okamžitého zrychlení vozidla. Jedná se o tak zvaný tříosý akcelerometr (též G-senzor, nadále v textu se omezíme většinou pouze na „senzor“). Souřadnice vektoru zrychlení měří pochopitelně v jistém svém souřadnicovém systému, ten budeme značit  $S_Y$ . Nicméně další zpracování dat z tohoto senzoru vyžaduje, z pochopitelných důvodů, mít hodnoty zrychlení transformovány do souřadnicového systému vozidla, ten budeme značit  $S_X$ . Z technických důvodů zřejmě není zcela možné (či přiměřeně snadné) montovat do všech modelů aut tento senzor tak, aby systémy  $S_Y$  a  $S_X$  byly zcela shodně orientované<sup>1</sup>.

### 1. Matice rotace a úhly pitch, yaw, roll

Vzniká potřeba nalézt vhodnou afinní transformaci pro přechod od báze  $S_X$  k bázi  $S_Y$ . Souřadnice vektoru zrychlení vzhledem k systému senzoru  $S_Y$  budeme značit jako  $\mathbf{Y}$ , resp.  $\mathbf{Y}_i$  (pro označení vektorů z jednotlivých  $i$ -tých měření), souřadnice téhož vektoru vzhledem k  $S_X$  pak budeme značit  $\mathbf{X}$ , resp.  $\mathbf{X}_i$ . Při transformaci mezi  $S_Y$  a  $S_X$  neuvažujeme posun mezi počátky těchto systémů. Uvažujeme tedy pouze transformaci pomocí matice rotace  $\mathbf{R}$ :

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{R} \cdot \mathbf{X}_i . \quad (1)$$

Souřadnice vektorů budeme značit dalším indexem následovně:

$$\mathbf{Y}_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3})', \quad \mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, X_{i3})', \quad (2)$$

kde čárkou značíme transpozici vektoru, resp. matice.

---

<sup>1</sup> Respektive i pokud by shodné orientace výrobce dosáhnout chtěl, stejně potřebuje nástroj pro kontrolu zda a nakolik bylo shodné orientace skutečně dosaženo. Neboli dále zmíněné matice rotace  $\mathbf{R}$  je možné využít buď pro kontrolu a případnou korekci polohy senzoru, anebo pro přepočítání dat získaných ze senzoru na data odpovídající význačným směrům vozidla (přepočítání v reálném čase).

Matici rotace obecně lze určit pomocí tří Eulerových úhlů. V tomto případě se však kvůli použití v praxi jeví jako vhodnější využít úhly pitch, yaw, roll. Jsou to vlastně úhly, o které se systém postupně otáčí kolem všech svých tří souřadnicových os. Transformační matice rotace kolem jednotlivých os jsou následující:

$$\mathbf{R}_z(\alpha) = \begin{pmatrix} \cos(\alpha) & -\sin(\alpha) & 0 \\ \sin(\alpha) & \cos(\alpha) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad (3)$$

$$\mathbf{R}_y(\beta) = \begin{pmatrix} \cos(\beta) & 0 & \sin(\beta) \\ 0 & 1 & 0 \\ -\sin(\beta) & 0 & \cos(\beta) \end{pmatrix}, \quad (4)$$

$$\mathbf{R}_x(\gamma) = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cos(\gamma) & -\sin(\gamma) \\ 0 & \sin(\gamma) & \cos(\gamma) \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Matici rotace  $\mathbf{R}$  z (1) určíme postupným rotováním kolem os  $x$ ,  $y$  a  $z$ :

$$\mathbf{R} = \mathbf{R}_z(\alpha) \cdot \mathbf{R}_y(\beta) \cdot \mathbf{R}_x(\gamma), \quad (6)$$

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} \cos \alpha \cos \beta & -\sin \alpha \cos \gamma + \cos \alpha \sin \beta \sin \gamma & \sin \alpha \sin \gamma + \cos \alpha \sin \beta \cos \gamma \\ \sin \alpha \cos \beta & \cos \alpha \cos \gamma + \sin \alpha \sin \beta \sin \gamma & -\cos \alpha \sin \gamma + \sin \alpha \sin \beta \cos \gamma \\ -\sin \beta & \cos \beta \sin \gamma & \cos \beta \cos \gamma \end{pmatrix}. \quad (7)$$

Náš problém tedy vlastně spočívá v odhadu hodnot těchto úhlů  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  na základě nějaké analýzy dat přijatých ze senzoru. Postup bude popsán v následující kapitole. Kvůli pozdějším výpočtům bude výhodné úhly  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  označit jako jediný vektor:

$$\boldsymbol{\theta} = (\alpha, \beta, \gamma)'. \quad (8)$$

Je pak evidentní, že matice rotace  $\mathbf{R}$  je funkcí vektoru  $\boldsymbol{\theta}$ :

$$\mathbf{R} = \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}), \quad (9)$$

přičemž tato funkční závislost je popsána vztahem (7).

## 2. Metoda odhadu matice rotace $\mathbf{R}$

K výpočtu využijeme dvojici naměřených vektorů zrychlení. Použijeme jednak klidové zrychlení  ${}^0\mathbf{Y}$  auta stojícího vodorovně (osa  $z$  systému  $S_X$  je orientovaná do směru tíhového zrychlení) a jednak zrychlení  $\mathbf{Y}_i$  auta akcelerujícího po rovině vpřed (tedy ve směru osy  $x$  systému  $S_X$ ). Index  $i$  máme opět ponechán pro rozlišení více měření. Senzor tedy hlásí souřadnice těchto vektorů vzhledem k systému  $S_Y$  takto:

$${}^0\mathbf{Y} = ({}^0Y_1, {}^0Y_2, {}^0Y_3)', \quad \mathbf{Y}_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3})'. \quad (10)$$

Díky specifické poloze těchto vektorů jsou zřejmé jejich souřadnice vzhledem k bázi  $S_X$ :

$${}^0\mathbf{X} = (0, 0, -G)', \quad \mathbf{X}_i = (A_i, 0, -G)', \quad (11)$$

kde konstanta  $G$  značí velikost tíhového zrychlení, neboli v našich podmínkách přibližně  $10\text{ m}\cdot\text{s}^{-2}$ .  $A_i$  pak označuje velikost zrychlení auta vpřed při  $i$ -tém pokusu. Známe-li souřadnice takovýchto dvou<sup>2</sup> vektorů vzhledem k natočenému systému  $S_\gamma$ , je již možné za pomoci analytických vzorečků určit matici rotace. To ukážeme v následující třetí části.

### 3. Výpočet úhlů, měření a jeho přesnost

Jelikož velikost vektoru je pochopitelně invariantní vzhledem k rotaci, lze odhad velikosti zrychlení  $A_i$  získat z velikosti vektoru  $\mathbf{Y}_i - {}^0\mathbf{Y}$  takto:

$$A_i = \sqrt{(Y_{i1} - {}^0Y_1)^2 + (Y_{i2} - {}^0Y_2)^2 + (Y_{i3} - {}^0Y_3)^2}. \quad (12)$$

Velikost tíhového zrychlení získáme stejným způsobem z velikosti vektoru  ${}^0\mathbf{Y}$ :

$$G = \sqrt{{}^0Y_1^2 + {}^0Y_2^2 + {}^0Y_3^2}. \quad (13)$$

Neznámé úhly  $\alpha, \beta, \gamma$  pak odhadneme ze vzorečků, které lze odvodit ze (7) a sice:

$$\beta = \arcsin \frac{{}^0Y_3 - Y_{i3}}{A_i}, \quad (14)$$

$$\gamma = \arccos \frac{-{}^0Y_3}{G \cdot \cos \beta}, \quad (15)$$

$$\alpha = \arccos \frac{Y_{i1} - {}^0Y_1}{A_i \cdot \cos \beta}. \quad (16)$$

V dalším textu budeme každé zrychlení uvádět vždy v jednotkách  $\text{m}\cdot\text{s}^{-2}$ , určované úhly budou vždy uváděny ve stupních.

Odhad střední hodnoty veličiny  ${}^0\mathbf{Y}$  byl určen z šestadvaceti měřených údajů takto:

$${}^0\hat{\mathbf{Y}} = (0,1077, 0,2154, -10,1769)', \quad (17)$$

$$\mathbf{Var} \ {}^0\hat{\mathbf{Y}} = \begin{pmatrix} 0,0199 & 0,0047 & 0,0006 \\ 0,0047 & 0,0062 & 0,0028 \\ 0,0006 & 0,0028 & 0,0138 \end{pmatrix}. \quad (18)$$

Konfidenční elipsoid (viz [1] nebo [2]) na hladině významnosti 5 % je znázorněn na obr. 2 a také na obr. 1.

Dále máme k dispozici čtyři měření vektoru  $\mathbf{Y}_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3})$  při jízdě vpřed, viz tabulka 1. V této tabulce také uvádíme hodnoty úhlů vypočtené podle vztahů (14), (15) a (16). Velikost zrychlení  $A_i$  je dána vztahem (12).

Z tabulky je zřejmé, že hodnoty úhlů  $\beta$  a  $\gamma$  se příliš nemění. Jejich hodnoty byly při montáži senzoru nastavovány přibližně na nulu.

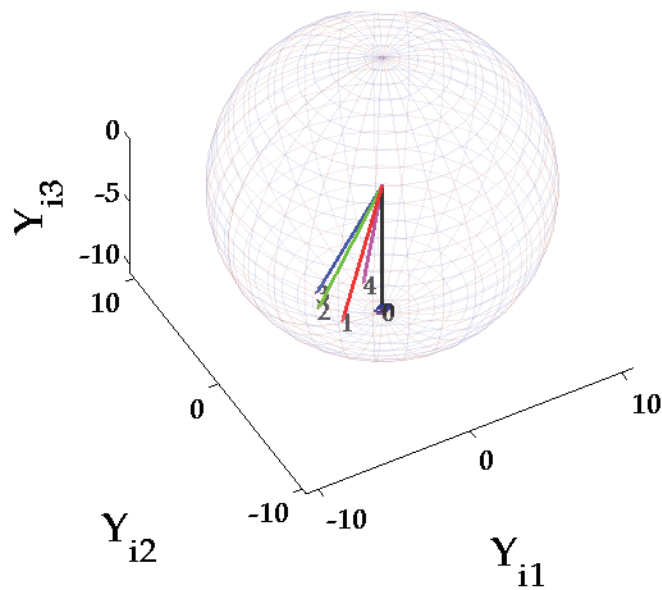
Aritmetické průměry získaných úhlů jsou:  $\hat{\alpha} = 128,3^\circ$ ,  $\hat{\beta} = -9,10^\circ$ ,  $\hat{\gamma} = 7,60^\circ$ . Tyto hodnoty použijeme v další části jako počáteční řešení. Alarmující je však obrovská variabilita u úhlu  $\alpha$ , kde odhad směrodatné odchylky je 29,8 stupně.

<sup>2</sup> Jediný vektor by nestačil, nebylo by totiž možné nijak určit rotaci s osou otáčení právě v tomto vektoru.

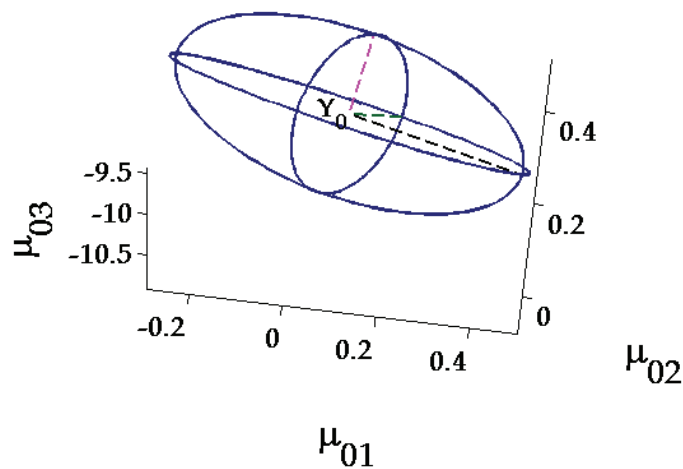
Důvodem je pravděpodobně nedodržení předpokladu o zrychlení  $\mathbf{X}_i = (A_i, 0, -G)$  v souřadném systému vozidla. Získané diference u úhlu  $\alpha$  nelze vysvětlit nepřesností senzoru odhadnutou konfidenční oblastí na obrázku 2.

**Tab. 1: Měření v systému senzoru při jízdě vpřed, vypočtené úhly**

$i$	$Y_{i1}$	$Y_{i2}$	$Y_{i3}$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$A_i$
1	-2,2	0,8	-10,6	165,7847	-10,078	6,3407	2,4179
2	-2,8	2,6	-10,8	140,6450	-9,4083	7,3018	3,8117
3	-2,2	3,8	-10,8	122,7728	-8,3154	8,5275	4,3085
4	0,4	3,0	-10,6	84,0077	-8,5931	8,2475	2,8317



**Obr. 1: Měření při stání (ozn. 0), měření při jízdě vpřed (ozn. 1, 2, 3 a 4)**



**Obr. 2: Konfidenční elipsoid pro skutečnou hodnotu zrychlení v systému  $S_Y$**



#### 4. Regresní model

Zabýváme se měřením třírozměrných vektorů:

$${}^0\mathbf{Y} \sim N[\boldsymbol{\mu}_0, \boldsymbol{\Sigma}_0], \quad \mathbf{Y}_i \sim N[\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i], \quad i = 1, \dots, k. \quad (19)$$

Uvažujeme, že přesnost senzoru je  $\sigma^2 = 0,3^2$ . V dalších výpočtech budeme pracovat s variančními maticemi:

$$\boldsymbol{\Sigma}_i = \sigma^2 \cdot \mathbf{I}, \quad i = 1, \dots, k. \quad (20)$$

Dále mějme k dispozici deterministicky určené vektory:

$${}^0\mathbf{X} = (0, 0, -G)', \quad \mathbf{X}_i = (A_i, 0, -G)', \quad i = 1, \dots, k. \quad (21)$$

Měřené hodnoty musí splnit podmínky:

$${}^0\mathbf{Y} = \mathbf{R} \cdot {}^0\mathbf{X}, \quad \mathbf{Y}_i = \mathbf{R} \cdot \mathbf{X}_i, \quad i = 1, \dots, k. \quad (22)$$

Uvažujme, že máme k dispozici počáteční řešení:

$$\boldsymbol{\theta}_0 = (\alpha_0, \beta_0, \gamma_0)'. \quad (23)$$

Vektor všech měření označíme jako  $\mathbf{Y}$ :

$$\mathbf{Y} = ({}^0\mathbf{Y}', \mathbf{Y}_1', \mathbf{Y}_2', \dots, \mathbf{Y}_k')'. \quad (24)$$

Jde vlastně o jediný sloupeček s jednotlivými měřeními zapsanými postupně pod sebou.

Zavedeme zobrazení  $\varphi$  takto:

$$\varphi(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\theta}) = \mathbf{R}(\boldsymbol{\theta}) \cdot \mathbf{X}_i, \quad i = 1, \dots, k. \quad (25)$$

Dále vytvoříme zobrazení  $\mathbf{f}$  takto:

$$\mathbf{f}({}^0\mathbf{X}, \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_k, \boldsymbol{\theta}) = (\varphi({}^0\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}), \varphi(\mathbf{X}_1, \boldsymbol{\theta}), \varphi(\mathbf{X}_2, \boldsymbol{\theta}), \dots, \varphi(\mathbf{X}_k, \boldsymbol{\theta}))'. \quad (26)$$

Při počátečním řešení  $\boldsymbol{\theta}_0$  označíme:

$$\mathbf{f}_0 = \mathbf{f}({}^0\mathbf{X}, \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_k, \boldsymbol{\theta}_0). \quad (27)$$

Z Taylorova rozvoje platí:

$$\mathbf{Y} \approx \mathbf{f}_0 + \mathbf{F} \cdot (\boldsymbol{\theta} - \boldsymbol{\theta}_0), \quad \text{kde } \mathbf{F} = \left. \frac{\partial \mathbf{f}}{\partial \boldsymbol{\theta}} \right|_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_0}. \quad (28)$$

Příslušné parciální derivace získáme ze složek vektoru  $\mathbf{f}$ , pro které lze odvodit:

$$\begin{aligned} f_1 = \mu_{01} &= -G \cdot (\sin \alpha \sin \gamma + \cos \alpha \sin \beta \cos \gamma), \\ f_2 = \mu_{02} &= G \cdot (\cos \alpha \sin \gamma - \sin \alpha \sin \beta \cos \gamma), \\ f_3 = \mu_{03} &= -G \cdot \cos \beta \cos \gamma, \\ f_{3i+1} = \mu_{i1} &= A_i \cdot \cos \alpha \cos \beta - G \cdot (\sin \alpha \sin \gamma + \cos \alpha \sin \beta \cos \gamma), \\ f_{3i+2} = \mu_{i2} &= A_i \cdot \sin \alpha \cos \beta + G \cdot (\cos \alpha \sin \gamma - \sin \alpha \sin \beta \cos \gamma), \\ f_{3i+3} = \mu_{i3} &= -A_i \cdot \sin \beta - G \cdot \cos \beta \cos \gamma. \end{aligned} \quad (29)$$

Odhad získáme podle známého vztahu (viz např. [1], str. 56):

$$\delta \hat{\boldsymbol{\theta}} = (\mathbf{F}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{F})^{-1} \mathbf{F}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \cdot (\mathbf{Y} - \mathbf{f}_0) = (-2,90^\circ, 9,23^\circ, -7,91^\circ), \quad (30)$$

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_0 + \delta \hat{\boldsymbol{\theta}} = (125,4^\circ, 0,13^\circ, -0,31^\circ). \quad (31)$$

Jako matici  $\Sigma$  jsme zde označili následující matici sestavenou z variančních matic zavedených vztahem (19):

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_0 & & & & \\ & \Sigma_1 & & 0 & \\ & & \Sigma_2 & & \\ & 0 & & \ddots & \\ & & & & \Sigma_k \end{pmatrix}. \quad (32)$$

Je to tedy čtvercová matice řádu  $3k+3$ , mimo vyznačené prvky kolem hlavní diagonály jsou všude nuly. S výjimkou  $\Sigma_0$  jsou ovšem všechny matice  $\Sigma_i$  stejné – jsou totiž měřeny se stejnou přesností. Varianční matici  $\text{Var } \hat{\theta}$  vypočteme podle:

$$\text{Var } \hat{\theta} = (\mathbf{F}' \Sigma^{-1} \mathbf{F})^{-1}. \quad (33)$$

Odhady směrodatných odchylek odhadnutých úhlů určené z diagonálních prvků této matice vycházejí:  $8,67^\circ$ ,  $1,18^\circ$ ,  $1,71^\circ$  v pořadí postupně pro úhly  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ .

## 5. Závěr

Získané odhady úhlů  $\hat{\alpha} = 125,4^\circ$ ,  $\hat{\beta} = 0,13^\circ$ ,  $\hat{\gamma} = -0,31^\circ$  dobře korespondují s tím, že při montáži senzoru již byly poslední dva úhly nastavovány na nulovou hodnotu. Úhel  $\alpha$  je v regresním modelu určen se směrodatnou odchylkou necelých  $9^\circ$ . Regresní analýza samozřejmě poskytuje přesnější odhad než prostý aritmetický průměr získaný z našich čtyř hodnot měřených v souřadném systému senzoru při jízdě vpřed, u kterých byla u úhlu  $\alpha$  směrodatná odchylka  $29,8^\circ$ .

Otázkou zůstává, nakolik je výpočet realizovaný ve studovaném regresním modelu využitelný v praxi automobilového průmyslu.

Nabízí se ovšem také mírně odlišná varianta určování odhadů úhlů  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ . A sice místo údajů získaných při jízdě vpřed využít údajů získaných z auta postaveného v klidu na rovině nakloněné o známý úhel. Takto by se významně eliminovaly chyby vzniklé z otřesů vozidla. Ty se výrazně projeví zejména při malém poměru  $A_i$  ku  $G$ , který u běžných automobilů s poháněnou přední nápravou dosahuje hodnot pouhých několika málo desetin.

## 6. Literatura

- [1] WIMMER, G. - PALENČÁR, R. - WITKOVSKÝ, V. Spracovanie a vyhodnocovanie meraní. Bratislava: VEDA, 2002. 187 s. ISBN80-224-0734-8
- [2] KUBÁČEK, L., KUBÁČKOVÁ, L. Statistika a metrologie. Vydavatelství Univerzity Palackého v Olomouci, Olomouc 2003

### Adresy autorů:

Martin Svoboda, RNDr.  
Univerzita Pardubice  
Fakulta elektrotechniky a informatiky  
náměstí Čs. legií 565, 530 02 Pardubice  
martin.svoboda@upce.cz

Jaroslav Marek, Mgr., Ph.D.  
Univerzita Pardubice  
Fakulta elektrotechniky a informatiky  
náměstí Čs. legií 565, 530 02 Pardubice  
jaroslav.marek@upce.cz

## Neparametrické testy a ich aplikácia v pedologickom výskume Nonparametric tests and their application in pedological research

Edita Szabová, Michal Hudec

**Abstract:** The paper describes the use of nonparametric tests (Kruskal – Wallis test, Friedman test) in soil science research on the specifying abiotic environmental factors affecting the soil processes. Statistical testing of soil chemical properties is not just about understanding of statistical programs, but especially about a choice of appropriate statistical methods. Therefore, this contribution assists in the selection of methods with fewer test samples tested, as well as in specifying the geomorphological environmental factors that can be included in the nonparametric tests.

**Abstrakt:** Predkladaný príspevok popisuje využitie neparametrických testov (Kruskalov–Wallisov test, Friedmanov test) v pedologickom výskume na špecifikovanie abiotických faktorov prostredia ovplyvňujúcich prebiehajúce pôdne procesy. Štatistické testovanie chemických vlastností pôdy predstavuje nielen ovládanie štatistických programov, ale hlavne výber vhodnej štatistickej metódy. Preto má tento príspevok napomôcť pri výbere metódy s menším počtom testovaných vzoriek, ako aj konkretizovanie geomorfologických faktorov prostredia, ktoré môžeme zahrnúť do neparametrických testov.

**Key words:** chemical properties of soil, factors, nonparametric methods, Kruskal – Wallis test, Friedman test

**Kľúčové slová:** chemické vlastnosti pôdy, faktory, neparametrické metódy, Kruskalov – Wallisov test, Friedmanov test

**JEL classification:** C12, C14,

### Úvod

Pochopenie závislosti zmien chemických vlastností pôdy od abiotických faktorov prostredia predstavuje kľúčový význam pre zhodnotenie potenciálu a produkčnej schopnosti pôdy. Interakcia prírodných zložiek s priestorovým členením krajiny zohráva významnú úlohu v kolobehu, sekvestracii a modelovaní zásob uhlíka. Skúmanie vplyvu priestorovej diverzity krajiny, abiotických faktorov prostredia, pôdnych pomerov, ako aj časovej premenlivosti na obsah pôdneho uhlíka nepredstavuje len jeho stanovenie, ale aj samotné štatistické spracovanie a vyhodnotenie nameraných dát. Výsledky chemických analýz sú vo väčšine prípadov hodnotené bežnými metódami popisnej a viacrozmernej štatistickej analýzy dát. Na bližšie popísanie a špecifikovanie faktorov, vlastností, možností využívania a členenia krajiny ovplyvňujúcich nielen zmeny obsahu pôdneho uhlíka, ale aj samotný proces humifikácie sme použili neparametrické testy – Kruskalov – Wallisov test a Friedmanov test, ktoré sú založené na poradiach. Kruskalov – Wallisov test pre nezávislé výbery je založený vlastne na vyjadrení medziskupinovej variability poradí priradených pôvodným pozorovaniam pred ich roztriedením do skupín. Friedmanov test pre závislé výbery je založený na vyjadrení medziskupinovej variability poradí, ktoré z príslušnosti k skupinám (k výberom) vyplývajú. Preto majú aj podobné testovacie kritériá (Pecáková, 2008, s. 146). Neparametrickým testom dávame prednosť, pretože nie všade je splnený predpoklad normality a pracujeme s menšími vzorkami. V príspevku bližšie popíšeme menované testy a uvedieme ich aplikáciu v pedologickom výskume.

Tab. 1 : Charakteristika miest odberu pôdnych vzoriek

Miesto odberu	Nadmorská výška [m n.m.]	Stupeň	Poloha	Sklon	Odtok	Využitie	Jeseň 2011				Jar 2012				Jeseň 2012			
							pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub>	pH <sub>KCl</sub>	C <sub>ox</sub> [%]	H <sub>m</sub> [%]	pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub>	pH <sub>KCl</sub>	C <sub>ox</sub> [%]	H <sub>m</sub> [%]	pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub>	pH <sub>KCl</sub>	C <sub>ox</sub> [%]	H <sub>m</sub> [%]
1	619	pahorkatinný	svahová	17°-25°	slabý	kosená lúka	7,3	6,3	2,55	4,4	7,1	5,82	3,2	5,52	6,19	4,24	2,8	4,83
2	486	nížinný	svahová	7°-12°	slabý	kosená lúka	6,39	5,77	4,52	7,8	6,28	5,28	2,78	4,79	6,02	4,8	2,34	4,04
3	430	nížinný	svahová	17°-25°	slabý	kosená lúka	5,56	4,95	5,37	9,25	5,96	5,01	4,32	7,44	5,64	4,71	4,84	8,34
4	944	podhorský	chrbtová	12°-17°	slabý	TTP	5,13	3,7	14,77	25,46	4,9	3,77	8,55	14,73	5,28	3,93	8,72	15,03
5	872	pahorkatinný	svahová	7°-12°	slabý	kosená lúka	6,19	4,54	5,01	8,64	5,67	4,57	4,26	7,35	5,84	4,04	4,38	7,54
6	808	pahorkatinný	dolná časť svahu	3°-7°	slabý	kosená lúka	6,37	4,78	2,85	4,91	5,74	4,2	3,43	5,92	6,17	4,76	5,27	9,09
7	247	nížinný	dolná časť svahu	7°-12°	slabý	kosená lúka	6,69	5,68	5,38	9,28	5,99	5,11	4,09	7,06	6,15	5,21	3,16	5,44
8	561	pahorkatinný	svahová	7°-12°	slabý	kosená lúka	6,51	5,24	0,86	1,48	6,26	5,29	0,71	1,23	5,78	4,95	4,09	7,06
9	437	nížinný	rovina	7°-12°	slabý	kosená lúka	6,72	5,45	9,56	16,49	6,17	5,27	3,01	5,19	5,59	4,47	4,72	8,13
10	512	pahorkatinný	svahová	17°-25°	stredný	TTP	6,23	5,64	2,78	4,8	6,37	5,21	9,08	15,66	5,97	4,45	8,02	13,83
11	520	pahorkatinný	chrbtová	17°-25°	stredný	TTP	5,63	4,76	2,61	4,5	5,61	4,71	1,33	2,29	6,94	4,83	6,67	11,5
12	532	pahorkatinný	svahová	25° a viac	slabý	TTP	5,48	4,5	1,88	3,24	5,46	4,38	4,02	6,93	6,11	4,46	2,81	4,84
13	520	pahorkatinný	svahová	25° a viac	slabý	TTP	6,52	5,78	3,53	6,08	6,63	5,29	2,68	4,61	5,95	5,07	1,49	2,57
14	654	pahorkatinný	svahová	12°-17°	slabý	TTP	6,7	5,25	9,98	17,2	6,28	5,45	11,43	19,7	6,09	5,33	9,27	15,98
15	678	pahorkatinný	svahová	25° a viac	silný	les	5,54	4,59	6,99	12,05	6,13	5,41	6,51	11,22	6,19	4,77	5,2	8,97
16	637	pahorkatinný	svahová	25° a viac	silný	les	6,48	5,11	6,83	11,78	6,15	5,47	7,06	12,17	6,04	4,61	6,45	11,11
17	558	pahorkatinný	svahová	25° a viac	silný	les	6,31	5,1	9,43	16,25	6,23	5,41	3,3	5,7	6,18	4,82	4,83	8,32
18	1002	podhorský	svahová	12°-17°	stredný	kosená lúka	5,53	4,63	2,92	5,04	5,46	4,6	9,53	16,43	5,58	4,63	18,99	32,73
19	911	podhorský	svahová	7°-12°	stredný	kosená lúka	5,37	4,54	5,07	8,75	5,3	4,35	6,28	10,82	5,63	4,33	7,15	12,32
20	713	pahorkatinný	dolná časť svahu	12°-17°	slabý	kosená lúka	5,8	3,98	0,53	0,92	5,35	4,46	2,69	4,64	6,25	4,86	3,09	5,33
21	696	pahorkatinný	svahová	12°-17°	slabý	TTP	5,37	4,54	5,07	6,23	5,3	4,35	6,28	3,66	5,63	4,33	7,15	4,06
22	612	pahorkatinný	svahová	12°-17°	slabý	kosená lúka	5,41	4,48	6,78	11,69	5,44	4,57	5,04	8,69	6	4,51	4,03	6,95
23	578	pahorkatinný	svahová	7°-12°	slabý	kosená lúka	5,76	4,35	2,53	4,36	5,4	4,76	3,1	5,35	6,09	4,41	1,38	2,39

## 1. Výskumný materiál

Výskumný materiál tvorí 23 pôdnych vzoriek z oblasti stredného Slovenska (Kremnické a Štiavnické vrchy). V pôde sme sledovali hodnoty aktívnej pôdnej reakcie ( $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$ ), výmennej pôdnej reakcie ( $\text{pH}_{\text{KCl}}$ ) (Fiala et al., 1999), obsah pôdneho organického uhlíka ( $C_{\text{ox}}$ ) a humusu ( $H_m$ ) (Orlov, Grišina, 1981) v troch obdobiach – jeseň 2011, jar 2012 a jeseň 2012. Obsah humusu bol vypočítaný na základe vzťahu  $H_m = 1,724 \cdot C_{\text{ox}}$ . Skúmali sme možný vplyv nasledujúcich faktorov prostredia na zmeny chemických ukazovateľov pôdnych vlastností: nadmorská výška, stupeň (nížinný, pahorkatinný, podhorský), poloha odberu pôdnej vzorky (svahová, dolná časť svahu, chrbtová, rovinná), sklon terénu (použili sme škálovanie, kde 1 znamená sklon  $3^\circ - 7^\circ$ , 2 sklon  $7^\circ - 12^\circ$ , 3 sklon  $12^\circ - 17^\circ$ , 4 sklon  $17^\circ - 25^\circ$ , 5 sklon  $25^\circ$  a viac), odtok materiálu (slabý, stredný, silný), využitie krajiny (kosená lúka, trvalo trávnatý porast – TTP, les). Všetky údaje o miestach odberu pôdnych vzoriek, ako aj namerané chemické vlastnosti pôdy sú spracované v tabuľke 1.

## 2. Kruskalov – Wallisov test a jeho aplikácie

Kruskalov – Wallisov test je neparametrickou obdobou jednofaktorovej analýzy rozptylu, t.j. umožňuje testovať hypotézu  $H_0$ , že  $k$  nezávislých súborov pochádza z toho istého rozdelenia. Je priamym zovšeobecnením Wilcoxonovho dvojvýberového testu pre prípad  $k$  nezávislých výberových súborov ( $k \geq 3$ ) (Markechová, Stehlíková, Tirpáková, 2011a, s. 314).

V prípade, že zamietneme testovanú hypotézu  $H_0$ , dostávame záver, že prinajmenšom dve populácie sú rozdielne. Na rozdiel od ANOVA, ktorá pracuje s rozptylmi populácií, Kruskalov – Wallisov test porovnáva mediány a zisťuje, či sú alebo nie sú podobné, resp. odlišné (Rusnák, Rusnáková, Majdan, 2010, s. 201).

Nech je daných  $k \geq 3$  nezávislých náhodných výberov s rozsahmi  $n_1, n_2, \dots, n_k$ . Označme  $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ . Na asymptotickej hladine významnosti  $\alpha$  budeme testovať hypotézu, že všetky tieto výbery pochádzajú z toho istého rozdelenia. Spôsob prevedenia Kruskalovho – Wallisovho testu je nasledovný:

- Všetkých  $n$  hodnôt zoradíme do neklesajúcej postupnosti.
- Určíme poradie každej hodnoty v tomto združenom výbere.
- Označme  $T_j$  súčet poradí tých hodnôt, ktoré patria do  $j$ -teho výberu,  $j = 1, 2, \dots, k$ .
- Ak platí hypotézu  $H_0$ , potom testovacia štatistika  $H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^k \frac{T_j^2}{n_j} - 3(n+1)$  má asymptoticky  $\chi^2$ -rozdelenie  $k - 1$  počtom stupňov voľnosti.
- Kritický obor  $W_\alpha = (\chi_\alpha^2(k-1), \infty)$ , kde  $\chi_\alpha^2(k-1)$  je tabelovaná kritická hodnota  $\chi^2$ -rozdelenia.
- Hypotézu  $H_0$  zamietneme na asymptotickej hladine významnosti  $\alpha$ , ak  $H \in W_\alpha$ .

Ak zamietneme hypotézu, že všetky náhodné výbery pochádzajú z rovnakého rozdelenia, zaujíma nás, ktoré dvojice súborov sa líšia na zvolenej hladine významnosti. Na testovanie hypotézy  $H_0$ :  $i$ -ty a  $j$ -ty náhodný výber pochádzajú z toho istého rozdelenia,  $i, j = 1, 2, \dots, k, i \neq j$ , oproti  $H_1$ : aspoň jedna dvojica výberov pochádza z rôznych rozdelení, sa používa Neményiho metóda (Budíková, Králová, Maroš, 2010, s. 201).

Pomocou Kruskalovho – Wallisovho testu budeme testovať nasledujúce nulové hypotézy:

$H_A$ : hodnoty  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$ ,  $\text{pH}_{\text{KCl}}$ ,  $C_{\text{ox}}$ ,  $H_m$  nezávisia od stupňa

$H_B$ : hodnoty  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$ ,  $\text{pH}_{\text{KCl}}$ ,  $C_{\text{ox}}$ ,  $H_m$  nezávisia od polohy

$H_C$ : hodnoty  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$ ,  $\text{pH}_{\text{KCl}}$ ,  $C_{\text{ox}}$ ,  $H_m$  nezávisia od odtokovosti

$H_D$ : hodnoty  $pH_{H_2O}$ ,  $pH_{KCl}$ ,  $C_{ox}$ ,  $H_m$  nezávisia od využitia krajiny  
 $H_E$ : odtokovosť je rovnaká v oblastiach s rôznym sklonom terénu.

Použijeme pritom hodnoty namerané na jeseň 2012.

Testovanie sme realizovali v programe STATISTICA voľbou *Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnaní více nezávislých vzorků*, označením príslušných závislých a nezávislých (grupovacích) premenných a potvrdením možnosti *Kruskal – Wallis ANOVA a mediánový test*. Kruskalov – Wallisov test vyhodnotíme na základe vypočítaných  $p$  – hodnôt.  $p$  – hodnota je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovanú hypotézu. Ak je  $p$  – hodnota menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , zamietneme testovanú hypotézu na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . V tabuľke 2 sú uvedené výsledky Kruskalovho – Wallisovho testu. Štatisticky významné hodnoty testovacieho kritéria sme označili v tabuľke 2 hviezdičkou.

**Tab. 2 : Hodnoty testovacej štatistiky  $H$  a  $p$  – hodnoty Kruskalovho – Wallisovho testu**

	$pH_{H_2O}$	$pH_{KCl}$	$C_{ox}$	$H_m$
Stupeň	H=8,455808* p=0,0146	H=3,321727 p=0,19	H=6,369429* p=0,0414	H=6,369429* p=0,0414
Poloha	H=7,108702 p=0,1303	H=4,852035 p=0,3028	H=4,021462 p=0,4031	H=4,021462 p=0,4031
Sklon	H=4,893446 p=0,2984	H=1,065407 p=0,8997	H=5,328538 p=0,2552	H=5,328538 p=0,2552
Odtok	H=2,456086 p=0,2929	H=0,5853209 p=0,7463	H=7,130221* p=0,0283	H=7,130221* p=0,0283
Využitie	H=2,272360 p=0,321	H=0,4128493 p=0,8135	H=2,962524 p=0,2274	H=2,962524 p=0,2274

Vidíme, že hodnoty  $pH_{H_2O}$ ,  $C_{ox}$  a  $H_m$  závisia od stupňa a hodnoty  $C_{ox}$  a  $H_m$  závisia od odtokovosti. Ostáva ešte zistiť, medzi ktorými skupinami sú štatisticky významné rozdiely. V systéme STATISTICA zvolíme *Vícenásobní porovnávání průměrného pořadí* a na základe výstupu dostávame, že štatisticky významný rozdiel v hodnotách  $pH_{H_2O}$  je medzi pahorkatinným a podhorským stupňom ( $Z=2,790229$ ,  $P=0,0158$ ), v hodnotách  $C_{ox}/H_m$  bol rozdiel medzi nížinným a podhorským stupňom ( $Z=-2,12132$ ,  $P=0,0339$ ) a medzi podhorským a pahorkatinným stupňom ( $Z=-2,29185$ ,  $P=0,0285$ ). Taktiež sme zistili, že významné rozdiely sú v hodnotách  $C_{ox}/H_m$  medzi oblasťami so silnou a slabou odtokovosťou materiálu ( $Z=2,52658$ ,  $P=0,0345$ ).

Kruskalov – Wallisov test je vhodné použiť aj pri testovaní hypotézy  $H_E$ , kde nemáme k dispozícii presné hodnoty sklonu, ale len zaradenie do jedného z piatich intervalov. Na základe výstupu zo softvéru STATISTICA sme zistili, že odtokovosť závisí od sklonu ( $H=6,805275$ ,  $P=0,0333$ ) a štatisticky významný je rozdiel v sklone medzi silným a slabým odtokom materiálu ( $Z=2,52658$ ,  $P=0,03455$ ).

### 3. Friedmanov test a jeho aplikácie

Na porovnanie niekoľkých základných súborov na základe závislých výberových súborov, pričom nie je splnený predpoklad o normálnom rozdelení základných súborov, je vhodnou metódou Friedmanov test. Friedmanov test je zovšeobecnením Wilcoxonovho



jednovýberového testu a je analógiou analýzy rozptylu dvojného triedenia s jedným pozorovaním v každej podtriede. Nech  $X_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, k$ ) sú náhodné premenné so spojitými distribučnými funkciami. Chceme testovať hypotézu  $H_0$ , že distribučné funkcie premenných  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$  sú totožné. V praxi ide o tzv. model náhodných blokov. Friedmanov test sa často používa, ak je nejaká veličina zaznamenávaná na každom sledovanom objekte (resp. bloku) v  $k$  časových obdobiach. Na každom bloku sa pozorovania usporiadajú zvlášť a určí sa poradie  $T_{ij}$  hodnoty  $x_{ij}$  v rámci  $i$ -teho bloku. Ako testovacie kritérium použijeme štatistiku  $Q = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{j=1}^k \left( \sum_{i=1}^n T_{ij} \right)^2 - 3n(k+1)$ , ktorá má za platnosti nulovej hypotézy  $H_0$  asymptoticky  $\chi^2$  – rozdelenie s  $k - 1$  stupňami voľnosti.

Testovanú hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha$ , ak hodnota testovacieho kritéria  $Q \geq \chi_{\alpha}^2(k - 1)$ . Tento vzťah môžeme použiť len pre rozsah výberov  $n > 20$ . Pre  $n \leq 20, k \leq 12$  porovnáваме hodnotu testovacieho kritéria  $Q$  s tabelovanou kritickou hodnotou  $Q_{\alpha}$  Friedmanovho testu a testovanú hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha$ , ak hodnota testovacieho kritéria  $Q \geq Q_{\alpha}$ . V prípade, že sa v blokoch nachádzajú zhodné hodnoty, priradíme im priemerné hodnoty a testovaciu štatistiku  $Q$  upravíme korekciou tak, že vydelíme hodnotu štatistiky  $Q$  korekčným koeficientom  $C$ . Teda  $Q^* = \frac{Q}{C}$ , kde  $C = 1 - \frac{1}{n(k^3 - k)} \sum_{j=1}^s (t_j^3 - t_j)$ , pričom  $s$  je počet hodnôt, ktoré sa opakujú,  $t_j$  je počet rovnakých hodnôt v  $j$ -tej skupine opakujúcich sa hodnôt (Markechová, Stehlíková, Tirpáková, 2011b, s. 215-216).

Ak zamietneme testovanú hypotézu  $H_0$  v prospech alternatívnej hypotézy  $H_1$ , dostávame záver, že ošetrenia neprinášajú rovnaký efekt. V tomto prípade je potrebné zistiť, ktoré súbory sa od seba štatisticky významne líšia. Na porovnávanie jednotlivých súborov sa používa Neményiho metóda mnohonásobného porovnávania.

Pomocou Friedmanovho testu budeme testovať nasledujúce nulové hypotézy:

$H_A$ : hodnoty  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$  sa nemenia za obdobia jeseň 2011 – jar 2012 – jeseň 2012

$H_B$ : hodnoty  $\text{pH}_{\text{KCl}}$  sa nemenia za obdobia jeseň 2011 – jar 2012 – jeseň 2012

$H_C$ : hodnoty  $\text{C}_{\text{ox}}/\text{H}_m$  sa nemenia za obdobia jeseň 2011 – jar 2012 – jeseň 2012.

V systéme STATISTICA realizujeme Friedmanov test voľbou *Štatistiky – Neparametrická štatistika – Porovnaní více závislých vzorků*, označením príslušných premenných a potvrdením možnosti *Friedman ANOVA a Kendall's Concordance*. Vo výstupe získame tabuľku s hodnotou testovacej štatistiky  $Q$ , s počtom stupňov voľnosti,  $p$  – hodnotou, koeficientom konkordancie  $W$  a so súčtami poradií a priemernými poradiami pre každú kategóriu nezávislej premennej.

Na základe výstupu zo softvéru STATISTICA sme zistili, že medzi obdobiaami nie sú štatisticky významné rozdiely v  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$  ( $Q = 4,956522, p = 0,08389$ ), ani v  $\text{pH}_{\text{KCl}}$  ( $Q = 4,769231, p = 0,09213$ ), a dokonca ani v obsahu  $\text{C}_{\text{ox}}/\text{H}_m$  ( $Q = 0,2608696, p = 0,8777$ ).

#### 4. Záver

V príspevku sme ukázali možnosti využitia Kruskalovho – Wallisovho a Friedmanovho testu v skúmaní závislostí a rozdielov medzi viacerými pôdnymi vzorkami v rozličných obdobiach, v rôznych stupňoch nadmorskej výšky, v rôznych polohách, na miestach s rôznymi sklonmi terénu, s rozličnou odtokovosťou materiálu a využitím krajiny. Hodnoty  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$ ,  $\text{C}_{\text{ox}}$  a  $\text{H}_m$  závisia od stupňa a hodnoty  $\text{C}_{\text{ox}}$  a  $\text{H}_m$  závisia od odtokovosti. Štatisticky významný rozdiel v hodnotách  $\text{pH}_{\text{H}_2\text{O}}$  je medzi pahorkatinným a podhorským stupňom, v hodnotách  $\text{C}_{\text{ox}}/\text{H}_m$  je rozdiel medzi nížinným a podhorským stupňom a medzi podhorským a pahorkatinným stupňom. Významné rozdiely sú v hodnotách  $\text{C}_{\text{ox}}$  a  $\text{H}_m$  medzi oblasťami so

silnou a slabou odtokovosťou materiálu. Odtokovosť závisí od sklonu a štatisticky významný je rozdiel v sklone medzi silným a slabým odtokom materiálu. V hodnotách  $pH_{H_2O}$ ,  $pH_{KCl}$ ,  $C_{ox}$  a  $H_m$  sme medzi obdobiami jeseň 2011, jar 2012 a jeseň 2012 nezistili štatisticky významné rozdiely.

## 5. Literatúra

- [1] BUDÍKOVÁ, M. – KRÁLOVÁ, M. – MAROŠ, B. 2010. Praha : Grada, 2010. 272 s. ISBN 978-80-247-3243-5.
- [2] FIALA, K. – KOBZA, J. – MATÚŠKOVÁ, L. – BREČKOVÁ, V. – MAKOVNÍKOVÁ, J. – BARANČIKOVÁ, G. – PECHOVÁ, B. – BÚRIK, V. – LITAVEC, T. – HOUŠKOVÁ, B. – CHROMANIČOVÁ, A. – VÁRADIOVÁ, D. 1999. Závazné metódy rozborov pôd. Čiastkový monitorovací systém -pôda. 1.vyd. Bratislava: VÚPOP, 1999. 142 s. ISBN 80-85361-55-8.
- [3] MARKECHOVÁ, D. – STEHLÍKOVÁ, B. – TIRPÁKOVÁ, A. 2011a. Štatistické metódy a ich aplikácie. Nitra : UKF, 2011. 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8.
- [4] MARKECHOVÁ, D. – STEHLÍKOVÁ, B. – TIRPÁKOVÁ, A. 2011b. Základy štatistiky pre pedagógov. Nitra : UKF, 2011. 405 s. ISBN 978-80-8094-899-3.
- [5] ORLOV, D. S. – GRIŠINA, L. A. 1981. Praktikum po chemijigumusa. Moskva: Izdatel'stvo Moskovskovouniresiteta, 1981. 272 p.
- [6] PEČÁKOVÁ, I. 2008. Statistika v terénnych průzkumech. Praha : Professional Publishing, 2008. 231 s. ISBN 978-80-86946-74-0.
- [7] RUSNÁK, M. – RUSNÁKOVÁ, V. – MAJDAN, M. 2010. Bioštatistika. Trnava : Typi Universitatis Tyrnaviensis, 2010. 218 s. ISBN 978-80-8082-332-0

### Adresa autorov:

Edita Szabová, Mgr.  
Katedra matematiky FPV UKF  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
edita.szabova@ukf.sk

Michal Hudec, PaedDr.  
Katedra chémie FPV UKF  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
michal.hudec@ukf.sk

## Použitie štatistických metód v projektoch študentov marketingovej komunikácie a reklamy

### Using Statistical Methods in Projects of Marketing Communication Students

Edita Szabová, Peter Szabo

**Abstract:** The paper deals with the content and project based teaching of a subject Statistics for Non-matematians 1, which is included in the curriculum program of Marketing Communication and Advertising in the first year of undergraduate study. Students made their initial researches using statistical methods. Final projects were journal articles. Projects were evaluated with regard to the level of visual, textual, statistical analysis and its interpretation. We found statistically significant differences in the level of visual and statistical levels of processing and in the level of statistical analysis and interpretation of statistically processed data. In this paper we also present some examples of student projects.

**Abstrakt:** Príspevok sa zaoberá obsahovou náplňou a projektovým vyučovaním predmetu Štatistika pre nematematikov 1, ktorý je zaradený do študijného plánu programu Marketingová komunikácia a reklama v prvom ročníku bakalárskeho štúdia. Študenti realizovali svoje prvotné výskumy, pričom pri vyhodnotení ich výsledkov použili štatistické metódy. Výsledným projektom boli časopisecké články. Projekty sme hodnotili z hľadiska úrovne vizuálneho, textového, štatistického spracovania a jeho interpretácie. Zistili sme štatisticky významné rozdiely v úrovni vizuálneho a štatistického spracovania projektu a tiež v úrovni štatistického spracovania a interpretácie štatisticky spracovaných údajov. V príspevku uvádzame aj ukážky vybraných projektov.

**Key words:** Statistics for non-matematians, project teaching, Friedman's test

**Kľúčové slová:** štatistika pre nematematikov, projektové vyučovanie, Friedmanov test

**JEL classification:** C14

#### Úvod

V prvom ročníku bakalárskeho štúdia v zimnom semestri je v študijnom pláne programov Marketingová komunikácia a reklama a Masmediálne štúdia s integrovaným vyučovaním francúzskeho jazyka zaradený povinný predmet Štatistika pre nematematikov 1 s dotáciou jedna hodina prednášky a jedna hodina cvičenia týždenne. Predmet má študentom poskytnúť základy štatistiky a teórie pravdepodobnosti. Obsahom predmetu je jednoduché, intervalové a skupinové triedenie, tvorba grafov, charakteristiky polohy a variability, ďalej je predmet zameraný na najpoužívanejšie parametrické testy (jednovýberový t-test, F-test, párový t-test a dvojvýberový t-test) a korelačnú analýzu.

Na predmet Štatistika pre nematematikov 1 nadväzuje predmet Štatistika pre nematematikov 2 v zimnom semestri prvého ročníka magisterského štúdia s dotáciou jedna hodina prednášky a jedna hodina cvičenia týždenne. Poskytuje študentom základy regresnej analýzy, analýzy rozptylu (jednofaktorová analýza pre vyvážený a nevyvážený model), neparametrické testy (znamienkový test, jednovýberový a dvojvýberový Wilcoxonov test, Kruskalov – Wallisov test, Friedmanov test),  $\chi^2$ -test dobrej zhody, závislosť medzi kvalitatívnymi znakmi ( $\chi^2$ -test pre asociačnú a kontingenčnú tabuľku, Fisherov test pre tabuľku s malými početnosťami a koeficienty kontingencie a asociácie).

V ďalšom sa budeme zaoberať predmetom Štatistika pre nematematikov 1, ktorého semináre viedla autorka tohto príspevku v školskom roku 2012/2013.

## 1. Projektové vyučovanie

Projektové vyučovanie je vyučovacia metóda, ktorej základom je pedagogický pragmatizmus. Pedagogický pragmatizmus vychádza z predpokladu, že za predmet poznania možno uznať len to, čo má prakticky užitočnú cenu. Pragmatická pedagogika rozpracovala koncepciu pracovnej školy, založenej na myšlienke neustálej rekonštrukcie skúsenosti žiaka alebo študenta a spojenia školy so životom. Študenti sa pri projektovom vyučovaní majú učiť prostredníctvom riešenia problémových situácií, konkrétnou činnosťou, vlastným hľadaním, bádáním a objavovaním. Dewey hovorí o tzv. „learning by doing“ [1]. Všeobecným cieľom projektového vyučovania je výchova k samostatnosti a vlastnej zodpovednosti. Vyučovacie predmety sa pokúšajú prekonať svoje hranice a integrovať projektové vyučovanie do vyučovania jednotlivých odborov. Jadrom projektu môže byť všeobecná téma, konkrétny podnet, problém alebo výchovno-vzdelávací cieľ. Medzi základné princípy a myšlienky projektového vyučovania podľa [1] patria:

- zreteľ na potreby a záujmy študentov,
- zreteľ na aktuálnu situáciu,
- otvorenie sa školy širšiemu prostrediu a zároveň osobnej situácii študenta a riešeni jeho aktuálnych problémov,
- interdisciplinaritu,
- sebareguláciu pri učení – študenti si sami plánujú, realizujú a hodnotia svoje projekty,
- orientácia na produkt – výsledok projektu prináša motiváciu, ktorá plynie zo zmysluplnosti učenia a celej práce; študenti prezentujú svoje výsledky pred spolužiakmi,
- skupinová realizácia – v tímoch sa študenti učia spolupracovať, komunikovať, učia sa tolerancii a riešeni konfliktov,
- spoločenská relevantnosť – ide o prepojenie školy so životom, okolím, prácou a spoločnosťou.

V rámci projektového vyučovania pri výučbe matematickej štatistiky môžu študenti spraviť komplexnú štatistickú analýzu vlastného vybraného problému vrátane úvodu, diskusie o použitých metódach, kritiky predpokladov, analýzy dát a záverov [2].

Projektové vyučovanie bolo realizované na Fakulte prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre v rámci špeciálneho študijného programu pre žiakov základných a stredných škôl „DISCI – Objavme svet prírodných vied“ a letného tábora „Prírodovedná ochutnávka“. Aktivity boli zastrešené aj Agentúrou pre podporu výskumu a vývoja. Cieľom bolo rozvíjať schopnosť žiakov aplikovať získané matematické vedomosti aj v iných predmetoch. Žiaci riešili svoj interdisciplinárny projekt a výstupom bola záverečná práca. O schopnosti žiakov využiť štatistické metódy v žiackych projektoch referuje príspevok [3].

Modernizáciou vyučovania matematiky formou projektového vyučovania v digitálnom výučbovom prostredí sa zaoberá napr. autorka článku [4].

## 2. Materiál a metódy

Cieľom seminárov predmetu Štatistika pre nematematikov 1 je naučiť študentov aplikovať teoretické poznatky zo štatistiky v praxi a naučiť ich vyhodnocovať štatistické údaje na počítači použitím programu Excel. Za týmto účelom sme pre formu vyučovania predmetu Štatistika pre nematematikov 1 zvolili práve projektové vyučovanie.

Študenti tvorili svoje projekty vo forme novinového alebo časopiseckého článku. Téma projektu bola ľubovoľná, študenti v projektoch analyzovali tému podľa vlastného záujmu a s vlastnými nameranými alebo inak získanými údajmi. Nie všetky študentské projekty sa zaoberali oblasťou masmediálnej alebo marketingovej komunikácie a reklamy.

Kritériami na hodnotenie finálnych 27 projektov bolo vizuálne spracovanie projektu, textové spracovanie, štatistické spracovanie a interpretácia štatistických údajov. Na základe hodnotenia projektov sme každý z nich zaradili do jednej z piatich úrovní podľa kvality spracovania, kde najmenšiu úroveň sme označili číslom 1 a najvyššiu číslom 5. V ďalšom nás bude zaujímať, či sa kvalita spracovania projektu líši vzhľadom na sledované štyri kritériá. Pri riešení problematiky použijeme neparametrický Friedmanov test, keďže nebol splnený predpoklad normálneho rozdelenia. Friedmanov test je zovšeobecnením Wilcoxonovho jednovýberového testu a je neparametrickou analógiou analýzy rozptylu dvojného triedenia s jedným pozorovaním v každej podtriede [5].

### 3. Výsledky a diskusia

Friedmanovým testom budeme testovať nulovú hypotézu  $H_0$ : „Úroveň kvality spracovania študentských projektov sa štatisticky významne nelíši vzhľadom na kritériá hodnotenia.“ Friedmanov test sme realizovali v programe STATISTICA. Po zadaní vstupných údajov sme dostali výstupnú zostavu počítača, v ktorej sú uvedené priemerné poradie, súčty poradí, priemery a smerodajné odchýlky (tabuľka 1). V tabuľke 1 uvádzame aj hodnoty mediánu, modusu a početnosť modusu.

*Tabuľka 1: výstupná zostava počítača*

	Priemerné poradie	Súčet poradí	Priemer	Smerodajná odchýlka	Medián	Modus	Početnosť modusu
Vizuálne spracovanie	2,685	72,5	4,037	1,285	5	5	15
Textové spracovanie	2,519	68	3,852	1,262	4	5	12
Štatistické spracovanie	3,037	82	4,26	1,2228	5	5	18
Interpretácia	1,759	47,5	2,741	1,678	2	1	10

Výstupná zostava počítača obsahuje tiež hodnotu testovacieho kritéria  $\chi^2$  a  $p$  – hodnotu. Dostali sme nasledujúce výsledky:  $\chi^2=21,91379$  a pravdepodobnosť  $p = 0,0007$ . Keďže  $p$  – hodnota je dostatočne malá, testovanú hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,01$  v prospech alternatívnej hypotézy  $H_1$ . To znamená, že pozorované rozdiely v úrovni spracovania projektu sú štatisticky významné.

Ďalej nás bude zaujímať, výsledky hodnotenia ktorých kritérií sa navzájom líšia. Na toto zistenie použijeme Neményiho metódu mnohonásobného porovnávania pri Friedmanovom teste. Vypočítame absolútne hodnoty súčtov poradí pre každú dvojicu pozorovaných kritérií hodnotenia projektov. Tieto hodnoty budeme porovnávať s kritickou hodnotou

$$q_{k,\infty}(0,05) \cdot \sqrt{\frac{1}{12}nk(k+1)} = q_{4,\infty}(0,05) \cdot \sqrt{\frac{1}{12} \cdot 27 \cdot 4 \cdot 5} = 3,63 \cdot \sqrt{45} = 24,35.$$

Hodnotu  $q_{4,\infty}(0,05)$  sme vyhľadali v tabuľke č. 12.19 v publikácii [6]. Vypočítané absolútne hodnoty rozdielov súčtov poradí sú uvedené v tabuľke 2. V prípade, že testovanú hypotézu  $H_0$ , že  $i$ -te a  $j$ -te kritérium hodnotenia kvality spracovania projektu sa nelíšia, zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , označíme tento výsledok \*.



**Tabuľka 2: Tabuľka absolútnych hodnôt rozdielov súčtov poradí**

	Textové spracovanie	Štatistické spracovanie	Interpretácia
Vizuálne spracovanie	4,5	9,5	25*
Textové spracovanie		14	20,5
Štatistika			33*

Zistili sme štatisticky významný rozdiel medzi úrovňou štatistického spracovania projektov a interpretáciou štatisticky vyhodnotených dát a medzi úrovňou vizuálneho spracovania a interpretácie. Vizuálna stránka projektov bola na vysokej úrovni, študenti si na vizuálnom spracovaní dali záležať približne tak, ako aj na štatistickej. Priemerná hodnota pre úroveň vizuálneho spracovania je 4,037, medián 5, modus 5. Študenti si osvojili používanie štatistických metód spracovania nameraných alebo inak získaných dát, vo väčšine prípadov správne zostavili tabuľku rozdelenia početností, pomocou programu Excel vypočítali charakteristiky polohy a variability či koeficient korelácie. Štatistické spracovanie dosahovalo dokonca najvyššiu úroveň kvality spracovania projektu (priemerná hodnota 4,26, medián 5, modus 5). Interpretácia, naopak, bola najslabšou stránkou projektov. Priemerná hodnota úrovne spracovania interpretácie v projekte je 2,741, medián 2, modus 1. Najnižšiu z možných úrovní spracovania interpretácie malo až 10 študentov. Študenti analyzované dáta buď nedokázali interpretovať, alebo napriek vedeniu k interpretácii na hodinách štatistiky nepripisovali interpretácii zistených údajov taký dôraz, aký pripisovali ostatným stránkam projektu, najmä štatistickej a vizuálnej.

#### 4. Príklad študentského projektu

Uvedieme výstup študentského projektu, ktorý sa zaoberá oblasťou marketingu.

Projekt, ktorého výstup je na obrázku 1, sa zaoberá predajnými cenami automobilov BMW. Pozadie projektu je vytvorené z koláže starých novinových článkov z recyklovateľného papiera, ostatné textové a obrazové časti vytvárajú kontrast medzi farbami červenou a čiernou. Študentka zvolila titulok postavený na dvojzmysle, konkrétne slovné spojenie metaforického pôvodu *Vášeň a jej krivky*. V súlade s procesuálnym pôsobením reklamy, ktoré zohľadňuje upútanie pozornosti, vyvolanie záujmu, vzbudenie túžby a následnú akciu vo forme zmeny postoja a nákupného správania sa tento komunikát zaraďuje do súčasného kontextu tvorby reklamy. Študentka použila aj logo tejto značky. Hlavná textová časť je strohá, formou a umiestnením pripomína skôr podtitulok (*Budúci rok sa v Mníchove odohrá v znamení premiéry kompletne radu 4, ostrá M3 bude musieť presvedčiť o správnosti nasadenia šesťvalca a na svoje si prídu aj fanúšikovia X5. Vybrali sme pre vás 20 rôznych automobilov značky BMW. Ako to býva zvykom, na konci roka Vám ponúkame prehľad tých najlepších a tu sú ich ceny...*), ale bez nasledujúceho detailnejšieho popisu problematiky. Študentka si vybrala 20 typov automobilov BMW, ktorých ceny (v miliónoch SK) intervalovo triedila. Počet intervalov zvolila 5, šírku intervalu 0,5 mil. SK a horné hranice intervalov sú 2,132; 2,632; 3,132; 3,632; 4,132 (mil. SK). Tabuľka rozdelenia početností nameraných cien automobilov by bola prehľadnejšia, ak by študentka zvolila nasledujúce intervaly: (1,5;2>, (2;2,5>, (2,5;3>, (3;3,5>, (3,5;4>. Absentuje interpretácia hodnôt uvedených v tabuľkách a v grafe, ktoré boli ale spracované správne. Projekt bol zaradený vizuálnym spracovaním do úrovne 5, textovým do úrovne 3, štatistickým do úrovne 5, interpretáciou do úrovne 1.



# VÁŠEŇ A JEJ KRIVKY

## BMW 4

Budúci rok sa v Mníchove odohrá v znamení premiéry kompletne nového radu 4, ostrá M3 bude musieť presvedčiť o správnosti nasadenia šestvalca a na svoje si prídu aj fanúšikovia X5. Vybrali sme pre Vás 20 rôznych automobilov značky BMW. Ako to býva zvykom na konci roka Vám ponúkame prehľad tých najlepších a tu sú ich ceny...

Model	Cena (mil. SK)
1 BMW 5 GT	2,685 mil. SK
2 BMW 5	2,547 mil. SK
3 BMW 5 Touring	2,493 mil. SK
4 BMW 5	1,707 mil. SK
5 BMW 5 Touring	1,989 mil. SK
6 BMW X3	2,475 mil. SK
7 BMW 7	2,789 mil. SK
8 BMW 5 Touring	2,379 mil. SK
9 BMW X5	2,597 mil. SK
10 BMW 5	2,437 mil. SK
11 BMW 5	2,378 mil. SK
12 BMW 7	3,624 mil. SK
13 BMW X1	2,305 mil. SK
14 BMW Z4	2,228 mil. SK
15 BMW X6	2,244 mil. SK
16 BMW X5	2,389 mil. SK
17 BMW Coupé	2,235 mil. SK
18 BMW 1	1,632 mil. SK
19 BMW 6 Gran Coupé	3,412 mil. SK
20 BMW X6	3,632 mil. SK

Třída: <1,632, 2,132> | Cennosť: 3 | KP: 3 | RP: 0,15 | KPF: 0,15  
 <2,132, 2,632> | 10 | 13 | 0,6 | 0,65  
 <2,632, 3,132> | 11 | 14 | 0,05 | 0,2  
 <3,132, 3,632> | 5 | 19 | 0,25 | 0,95  
 <3,632, 4,132> | 1 | 20 | 0,05 | 1

Obr. 1: študentská práca

### 5. Záver

Po skončení zimného semestra 2012/2013 sme študentov požiadali o spätnú väzbu prostredníctvom dotazníka, v ktorom sme sa pýtali na klady a zápory predmetu Štatistika pre nematematickov 1 a na to, či ich bavila práca na vlastnom projekte. Študenti ocenili prácu na projektoch, predovšetkým na ich vizuálnej časti. Získané vedomosti a nadobudnuté zručnosti s prácou v programe Excel si testovali na svojich vlastných nameraných alebo inak zistených hodnotách, oblasti ktorých si sami zvolili. Podstatné bolo prepojenie ich študijného programu marketingová komunikácia a reklama s náplňou predmetu Štatistika pre nematematickov 1.

V príspevku sme skúmali, či sú projekty rovnako kvalitne spracované po stránke vizuálnej, textovej, štatistickej a interpretačnej. Najsilnejšou stránkou projektov bolo štatistické vyhodnocovanie vlastných údajov, naopak, najslabšou stránkou bola interpretácia zistených údajov. Medzi týmito dvomi kritériami sme vo výsledných hodnoteniach zistili štatisticky významné rozdiely. Druhou najsilnejšou stránkou projektov bolo vizuálne spracovanie projektu. Štatisticky významné rozdiely sme zistili aj medzi úrovňou vizuálneho a štatistického spracovania projektu.

Zaujímal nás tiež postoj študentov prvého ročníka magisterského štúdia k štatistike, keďže v danom semestri absolvovali práve predmet Štatistika pre nematematickov 2. Klady predmetu vidia najmä v tom, že štatistické spracovanie údajov môžu neskôr použiť vo svojich diplomových prácach. 50% študentov použilo niektoré štatistické metódy vo svojej bakalárskej práci, 60% študentov sa ich chystá použiť vo svojej diplomovej práci, 20% štatistické metódy nepoužije a 20% študentov ešte nie je rozhodnutých. Využitie štatistiky v ich budúcom povolání však zatiaľ nevidia. Dvaja študenti uviedli, že štatistika je pre „ľudí

s nudnou prácou v kancelárii“ v protiklade ku kreatívcom v reklamných agentúrach. Podľa nich v prípade potreby si dá firma urobiť štatistiku profesionálovi, pretože získané vedomosti počas štúdia by im na to určite nestačili.

## 6. Literatúra

- [1]ZELINA, M. 2000. Alternatívne školstvo. Bratislava: Iris, 2000. 259 s. ISBN 80-88778-98-0.
- [2]COAKLEY, C. 1996. Suggestions for Your Nonparametric Statistics Course. Journal of Statistics Education, vol. 4, number 2, 1996, dostupné online na <<http://www.amstat.org/publications/jse/v4n2/coakley.html>>
- [3]MELUŠOVÁ, J. – VIDERMANOVÁ, K. 2012. Matematická štatistika v interdisciplinárnych projektoch žiakov základných a stredných škôl. In: Forum Statisticum Slovacum, č. 3, 2012, s. 97-102. ISSN 1336-7420
- [4]KOREŇOVÁ, L. 2011. Projektové vyučovanie na hodinách matematiky v digitálnom výučbovom prostredí. In: Acta Mathematica 14. Nitra: FPV UKF, 2011, s. 111-116. ISBN 978-80-8094-958-7
- [5]MARKECHOVÁ, D. 2011. Štatistické vyhodnotenie výsledkov výskumu v hudbe Friedmanovým testom. In: Forum Statisticum Slovacum, č. 2, 2011, s. 109-113. ISSN 1336-7420
- [6]MARKECHOVÁ, D. – STEHLÍKOVÁ, B. – TIRPÁKOVÁ, A. 2011. Štatistické metódy a ich aplikácie. Nitra : FPV UKF, 2011. 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8

### Adresy autorov:

Edita Szabová, Mgr.  
Katedra matematiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
[edita.szabova@ukf.sk](mailto:edita.szabova@ukf.sk)

Peter Szabo, Mgr., PhD.  
Katedra masmediálnej komunikácie  
a reklamy FF UKF v Nitre  
Drážovská 4, 949 74 Nitra  
[pszabo@ukf.sk](mailto:pszabo@ukf.sk)

## **Analýza finančnej situácie domácností z pohľadu rôznej definície príjmu** **Analysis of the financial situation of households in terms of different definitions of income**

Alena Tartal'ová

**Abstract:** We used three concepts of income definition. We compare total disposable income, total equivalised income and income per capita and show that different definitions of household's incomes leads to different estimates of income distribution and inequality indices.

**Key words:** density estimation, dagum distribution, singh-maddala distribution, lognormal distribution, the income of households, EU SILC

**Abstrakt:** V príspevku sme použili tri prístupy k definícii príjmu domácnosti. Porovnali sme celkový disponibilný príjem, celkový ekvivalentný príjem a príjem na jedného člena domácnosti. Ukázali sme, že použitie rôznych definícií vedie k rôznym odhadom distribučnej funkcie rozdelenia príjmov ako aj k rôznym odhadom indexov príjmových nerovností.

**Kľúčové slová:** odhad rozdelenia, dagumovo rozdelenie, singh-maddalovo rozdelenie, lognormálne rozdelenie, príjem domácnosti, EU SILC

**JELclassification:** C13, C16 , O15

### **1. Úvod**

Zisťovaniu životnej úrovne obyvateľstva a sociálnej situácii jednotlivcov je venovaných množstvo publikácií v časopisoch a zborníkoch (napr. [1],[2],[8],[12],[14]). Najvhodnejším postupom v analýze príjmov rozdelenia je nájdenie funkčného tvaru rozdelenia príjmov. Ak máme k dispozícii tvar rozdelenia je možné získať niekoľko užitočných informácií aj priamo z odhadnutých parametrov rozdelenia, ktoré reprezentujú základné charakteristiky ako napríklad priemer, či smerodajnú odchýlku. Pomocou vhodne odhadnutého rozdelenia pravdepodobnosti potom môžeme odpovedať aj na zložitejšie otázky týkajúce sa rizika chudoby, či merať nerovnosť rozdelenia príjmov využitím indexov nerovnosti na určenie peňažno-príjmovej nerovnosti. Znalosť pravdepodobnostného modelu nám poskytne všetky informácie o rozdelení príjmov. Pravdepodobnostný model rozdelenia sledovanej veličiny umožňuje aproximáciu a zjednodušenie často komplikovaného výberového rozdelenia. Keďže chýbajú logické kritériá, ktoré by viedli k voľbe určitého typu rozdelenia, tak ako najvhodnejší model sa volí ten, ktorý maximalizuje zhodu empirického a teoretického rozdelenia. Ako model pravdepodobnostného rozdelenia príjmov sa v literatúre používajú rôzne typy rozdelenia. Medzi tie najčastejšie patria Paretovo a lognormálne rozdelenie s dvomi resp. tromi parametrami. Menej používanými sú Dagumovo a Singh-Maddalovo rozdelenie, ktoré predstavujú lepší model (pozri [13]).

V súvislosti s analýzou finančnej situácie domácností rozhodujúcim zdrojom informácií by mohla byť Štatistika rodinných účtov alebo údaje EU SILC. V obidvoch databázach sa nachádza viacero premenných popisujúcich „príjem“, preto cieľom príspevku je ukázať ako sa budú líšiť výsledky pri použití rôznych definícií príjmu.

### **2. EU SILC – zdroj údajov o príjme**

Premenná „príjem“ sa používa na opísanie ekonomickej situácie danej ekonomickej jednotky. Pri analýze finančnej situácie domácnosti je dôležité definovať, čo budeme rozumieť pod pojmom príjem domácnosti (peňažný alebo nepeňažný) a ako je definovaná domácnosť. V príspevku používame údaje výberového zisťovania o príjmov a životných podmienkach domácnosti EU SILC 2010 (ŠÚ SR, 2011). EU SILC je ročné výberové



zist'ovanie, ktorého cieľom je získať informácie o príjmoch, o úrovni chudoby a ďalších premenných. Obdobie, za ktoré sa sledujú príjmy v zisťovaní EU SILC (príjmové referenčné obdobie), je kalendárny rok predchádzajúci roku zisťovania, t.j. pre zisťovanie EU SILC 2010 predstavovalo príjmové referenčné obdobie kalendárny rok 2009. Jednotkami výberu v EU SILC sú hospodáriace domácnosti. Hospodáriace domácnosti sú podľa metodiky Eurostatu definované ako súkromné domácnosti tvorené osobami v byte, ktoré spoločne žijú a spoločne hospodária, vrátane spoločného zabezpečovania životných potrieb. Za znak spoločného hospodárenia sa považuje spoločná úhrada základných výdavkov domácnosti (strava, úhrada nákladov na bývanie, elektrina, plyn a pod.).

Definície premenných v EU SILC 2010, ktoré budeme v analýze používať sú nasledovné:

*Celkový disponibilný príjem domácnosti* [premenná HY020] (v texte v skratke *CDP*) predstavuje príjem vypočítaný ako suma zložiek hrubého osobného príjmu všetkých členov domácnosti plus zložky hrubého príjmu na úrovni domácnosti (napr. príjem z prenájmu majetku, prijaté transfery od iných domácností) mínus pravidelné dane z majetku, pravidelné platené transfery medzi domácnosťami (napr. výživné, pravidelná peňažná pomoc od iných domácností), daň z príjmu a príspevky na sociálne poistenie.

*Ekvivalentná škála* [premenná EQ\_SS] je škála koeficientov použitá na výpočet indikátorov chudoby v súlade s metodikou Eurostatu, tzv. modifikovaná škála OECD, kde koeficient 1 sa použije pre prvého dospelého člena domácnosti, 0,5 pre druhého a každého dospelého člena domácnosti, 0,5 pre 14-ročných a starších a 0,3 pre každé dieťa mladšie ako 14 rokov. Používa sa na výpočet ekvivalentnej veľkosti domácnosti.

*Ekvivalentný disponibilný príjem* (v texte v skratke *EDP*) [premenná EQ\_INC20] je disponibilný príjem domácnosti vydelený ekvivalentnou veľkosťou domácnosti. Tento príjem je potom priradený každému členovi domácnosti.

*Osobná prierezová váha* [premenná RB050] používa sa na zovšeobecnenie výsledkov pre základný súbor.

*Celkový disponibilný príjem „na hlavu“* [premenná HY020/premenná HX070] predstavuje podiel celkového disponibilného príjmu a počtu členov domácnosti, čím dostaneme tzv. príjem na hlavu (per capita income)

### 3. Modelovanie príjmov domácností

Modelovanie distribučnej funkcie príjmu má dlhú históriu. Ako prvý začal modelovať rozdelenie príjmov Vilfredo Pareto ešte v roku 1985 pomocou známeho Paretovho rozdelenia. Ďalšími modelmi sú lognormálne rozdelenie, exponenciálne, gama alebo tiež Weibullovo rozdelenie. Menej známymi rozdeleniami sú Dagumovo alebo Singh-Maddalovo rozdelenie, ktoré sú známe najmä z aplikácií v aktuárstve, ale ich použitím pre modelovanie príjmov možno dostať taktiež veľmi dobré odhady neznámych charakteristík (podľa [3]). Viaceré publikácie poukazujú na to, že použitie Dagumovho a Singh-Maddalovho rozdelenia miesto klasických modelov, ako je napr. lognormálne rozdelenie vedie k lepším odhadom neznámeho tvaru rozdelenia príjmov (pozri [3], [13]).

Dagum vytvoril model pravdepodobnostnej funkcie na základe pozorovania, že elasticita príjmu, založená na distribučnej funkcii  $F$ , je klesajúcou a ohraničenou funkciou  $F$ . Analytický tvar distribučnej funkcie je možné získať riešením diferenciálnej rovnice:

$$\eta(F, x) = \frac{d \log F(x)}{d \log x} = ap \left\{ 1 - [F(x)]^{1/p} \right\}, x \geq 0, \quad (1)$$

kde  $p > 0$  a  $ap > 0$ , z toho dostávame

$$F(x) = \left[ 1 + \left( \frac{x}{b} \right)^{-\alpha} \right]^{-p} \quad (2)$$

Parametre  $a, p$  sú parametre tvaru rozdelenia parameter  $b$  je tzv. parameter škály.

Dagumovo rozdelenie, má viacero tvarov, ten ktorý sme uviedli my, je typu I, ale je možné nájsť aj iný tvar s viacerými parametrami, typu II alebo typu III, pozri [7]. Dagum odvodil rozdelenie na základe experimentu s loglogistickým rozdelením, preto pre parameter  $p=1$  dostávame práve loglogistické rozdelenie. Okrem toho, Dagumovo rozdelenie dostaneme aj pridaním ďalšieho parametra k Burrovmu rozdelenie. Všetky spomínané rozdelenia patria do systému zovšeobecneného rozdelenia druhého typu, tzv. GB2 systém, pozri [3].

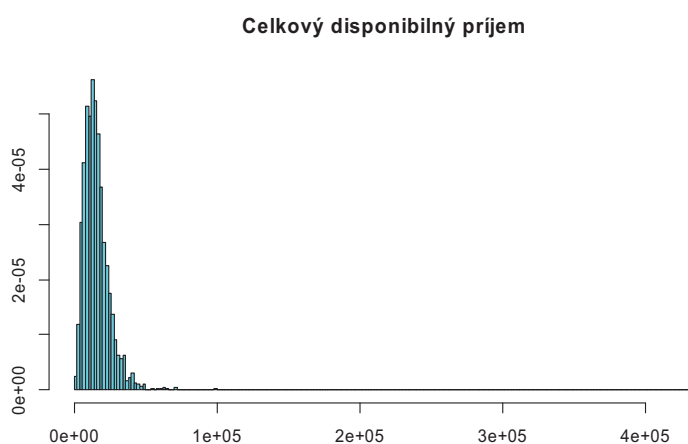
Aj Singh-Maddalo(SM) rozdelenie patrí do systému rozdelení GB2, preto je možné odvodiť vzťah medzi Dagumovým a SM rozdelením

$$X \sim D(a, b, p) \Leftrightarrow \frac{1}{X} \sim SM(a, 1/b, p) \quad (4)$$

Na základe tohto vzťahu je zrejmy názov Inverzné Burrovo rozdelenie, pod ktorým je SM rozdelenie známe v aktuárskej literatúre.

Základné vlastnosti oboch rozdelení, odvodenie vzťahov pre Giniho koeficient a Lorenzovu krivku je možné nájsť v [6].

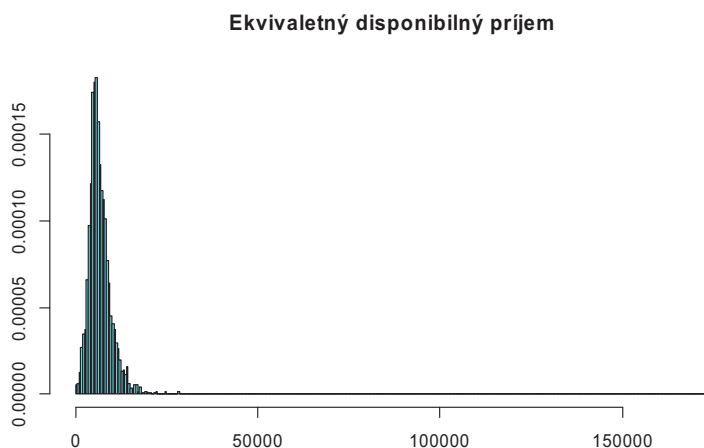
Pre modelovanie príjmov sme zvolili tri premenné, ktoré ho popisujú – celkový disponibilný príjem (CDP), ekvivalentný disponibilný príjem (EDP) a príjem na hlavu (PH). Analýzu sme začali výpočtom základných číselných charakteristík (Tab.1 – Tab.3) a znázornením empirického rozdelenia údaje v podobe histogramu (Obr.1 – Obr.3).



<b>Počet</b>	16300
<b>Priemer</b>	15939,8
<b>Smerodajná odchýlka</b>	11628,9
<b>Variačný koeficient</b>	72,95%
<b>Minimum</b>	52,72
<b>Maximum</b>	432615
<b>Šikmosť</b>	13,5593
<b>Špicatosť</b>	429,209

**Tab.1. Základné charakteristiky CDP**

**Obr. 1. Histogram rozdelenia celkových príjmov**



**Obr.2. Histogram rozdelenia ekvivalentného príjmu**

<b>Počet</b>	16300
<b>Priemer</b>	6818,94
<b>Smerodajná odchýlka</b>	4418,73
<b>Variačný koeficient</b>	64,80%
<b>Minimum</b>	52,72
<b>Maximum</b>	173046
<b>Šikmosť</b>	16,7596
<b>Špicatosť</b>	558,584

**Tab.2. Základné charakteristiky EDP**



**Obr.3. Histogram rozdelenia príjmu na hlavu**

<b>Počet</b>	16300
<b>Priemer</b>	2210,3
<b>Smerodajná odchýlka</b>	1979,13
<b>Variačný koeficient</b>	89,54%
<b>Minimum</b>	13,18
<b>Maximum</b>	57682
<b>Šikmosť</b>	5,83874
<b>Špicatosť</b>	97,3519

**Tab.3. Základné charakteristiky príjmu na hlavu**

Rozdiely medzi definíciami príjmov sú zrejme aj z vypočítaných číselných charakteristík. Príjem na hlavu vykazuje najvyššiu variabilitu, hodnota variačného koeficienta je najvyššia, až 89,54%. Naopak pri tomto príjme je priemerná hodnota najnižšia.

Výsledky odhadnutých parametrov pre lognormálne, Dagumovo a SM rozdelenie sú v Tab.4. až Tab.6. Pre výber vhodného rozdelenia, sme zvolili hodnotu Akaikeho informačného kritéria (AIC). Pre CDP je podľa tohto kritéria najlepším modelom Singh-Maddalovo rozdelenie, pre EDP je to Dagumovo rozdelenie a pre premennú „Príjem na hlavu“ je to Singh-Maddalovo rozdelenie.

**Tab.4. Hodnoty odhadnutých parametrov pre lognormálne rozdelenie**

<b>Parametre rozdelenia</b>	<b>Celkový dispon. príjem</b>	<b>Ekvivalentný dispon. príjem</b>	<b>Príjem na hlavu</b>
$\mu$	9,511	8,712	7,455
$\sigma$	0,595	0,495	0,684
<b>AIC</b>	339428,4	307393,6	276943



**Tab.5. Hodnoty odhadnutých parametrov pre Dagumovo rozdelenie**

Parametre rozdelenia	Celkový disponibilný príjem	Ekvivalentný dispon. príjem	Príjem na hlavu
$\alpha$	3,958	4,653	2,450
$\beta$	1,785e+04	7206,058	1449,971
$p$	5,643e-01	0,648	1,317
<i>AIC</i>	338273,5	305050	276312,7

**Tab.6. Hodnoty odhadnutých parametrov pre Singh-Maddalovo rozdelenie**

Parametre rozdelenia	Celkový dispon. príjem	Ekvivalentný dispon. príjem	Príjem na hlavu
$\alpha$	2,568	3,432	3,031
$\beta$	20063,183	7365,056	1434,012
$p$	2,021	1,537	0,727
<i>AIC</i>	338261	305176,1	276281,2

**Tab.7 Hodnoty indexov na meranie nerovnosti**

Index nerovnosti	Celkový dispon. príjem	Ekvivalentný dispon. príjem	Príjem na hlavu
Gini Index	0,250	0,247	0,337
Atkinson Index	0,092	0,052	0,055
Theil's Index	0,186	0,107	0,115

#### 4. Záver

V príspevku sme sa venovali metódam hľadania najvhodnejšieho tvaru rozdelenia. Pareto, lognormálne a gamma rozdelenie sú modely, ktoré sa najčastejšie používajú na modelovanie príjmov. Ich výhodou je jednoduchosť analytického tvaru funkcie hustoty a tiež ekonomická interpretácia parametrov. Viacero publikácií (pozri napr. [3],[7]) ukazuje, že Pareto rozdelenie je vhodné ako model vysokých príjmov a jeho tvar je pre celé rozdelenie nevhodný, teda dobre modeluje iba pravý koniec rozdelenia príjmov. Naopak lognormálne a gamma rozdelenie dobre modelujú stredovú časť rozdelenia, ale kvôli rýchlej konvergencii k osi x nie sú dostatočným modelom na pravom konci rozdelenia príjmov. Vhodnú alternatívu k tým rozdeleniam tak poskytuje Dagumovo a Singh-Maddalovo (SM) rozdelenie. Dagumovo a SM rozdelenie sú známe z aktuárskych aplikácií, alebo sú známe pod inými názvami, ako Burrovo, či inverzné Burrovo rozdelenie. Práce [3],[4] a [6] však ukazujú na výhodné použitie týchto rozdelení na modelovanie príjmov. Použitie neparametrických metód je výhodné vtedy, ak dopredu nepoznáme tvar a vlastnosti rozdelenia, pretože nevyžaduje žiaden predpoklad. Rozdelenie ročných príjmov je asymetrické rozdelenie a navyše môže byť aj viac modálne (viac vrcholové). V takom prípade, všetky bežne používané distribučné funkcie nie sú vhodné a ako vhodný model sa ponúka zmes pravdepodobnostných rozdelení.

Príspevok bol vytvorený s podporou vedeckovýskumného projektu VEGA 1/0127/11 „Priestorová distribúcia chudoby v Európskej únii“

## 5. Literatúra

- [1] BARTOŠOVÁ, J. 2009. Výberové šetření příjmu domácností v České republice, In: ForumStatisticumSlovacum, č.7, 2009, s. 4-9
- [2] BÍLKOVÁ, D., MALÁ, I. 2012. Modelling the Income Distributions in the Czech Republic since 1992. *Österreichische Zeitschrift für Statistik [elektronický zdroj] : Organ der Österreichischen Statistischen Gesellschaft.*sv. 41, č. 2, s. 133--152. ISSN 1026-597X. URL: <http://www.stat.tugraz.at/AJS/ausg122/122Bilkova2.pdf>
- [3] CHOTIKAPANICH, D. 2008. Modelling Income Distributions and Lorenz Curves. Springer Science+Business Media, LLC, 2008, ISBN: 978-0-387-72756-1
- [4] VICTORIA-FESER, M.P. AND ALAIZ M.P. (1996). Modelling Income Distribution in Spain: A Robust Parametric Approach. *DARP Discussion Paper 20*, London School of Economics
- [5] KLEIBER, C. 1996. Dagum vs. Singh-Maddala income distributions, *Economic Letters* 53, pp. 265-268
- [6] KLEIBER, C. 2007. A Guide to Dagum Distribution, WWZ Working Paper, URL: [http://www.unibas.ch/uploads/tx\\_x4epublication/23\\_07.pdf](http://www.unibas.ch/uploads/tx_x4epublication/23_07.pdf)
- [7] KLEIBER, C.; KOTZ, S. 2003. Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences. New York :Wiley-Inter science
- [8] PACÁKOVÁ, V., SIPKOVÁ, E., SODOMOVÁ, E. 2005. Štatistické modelovanie príjmov domácností v Slovenskej republike, In: Ekonomický časopis. 2005, č. 4, d. 427- 439.
- [9] R DEVELOPMENT CORE TEAM. (2012). R: A language and environment for statistical computing. Viedeň: R Foundation for Statistical Computing. ISBN 3-900051-07-0. URL <http://www.R-project.org/>.
- [10] SILVERMAN, B. W. 1996: Density estimation for Statistics and Data Analysis, New York: CHAPMAN AND HALL, 1996, 76 s. ISBN 978-0412246203
- [11] STANKOVIČOVÁ, I. 2009. Analýza monetárnej chudoby v domácnostiach Českej republiky, In: Forum Statisticum Slovacum, č.7, 2009, s. 151-156
- [12] ŠÚ SR. (2011). Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach EU SILC 2010 (UDB\_31/08/11). [databáza s mikroúdajmi]. Bratislava: Štatistický úrad SR.
- [13] TARTALO VÁ, A. 2012: Dagumovo a Singh-Maddalovo rozdelenie pre modelovanie príjmov, č.7, 2012, s. 197-202. , ISSN 1336-7420
- [14] TARTALO VÁ, A., ŽELINSKÝ, T. 2012. Rozdelenie príjmov na Slovensku: Analýza citlivosti rozdelenia príjmov na voľbu ekvivalentnej škály. In: Nerovnosť a chudoba v Európskej únii a na Slovensku : zborník statí : Herľany, 26. september, 2012. - Košice : EkF TU, 2012 S. 99-106. - ISBN 978-80-553-1225-5
- [15] ŽELINSKÝ, T. (2010). Pohľad na regióny Slovenska cez prizmu chudoby. In: Pauhofová, I., Hudec, O., Želinský, T. (eds.): Sociálny kapitál, ľudský kapitál a chudoba v regiónoch Slovenska. KOŠICE: TU KOŠICE. s. 37-50. ISBN 978-80-553-0573-8.

### Adresa autora:

Alena Tartalová, Mgr., PhD.  
Technická univerzita v Košiciach,  
Ekonomická fakulta  
Katedra aplikovanej matematiky a hospodárskej informatiky  
Nemcovej 32  
040 01 Košice  
[alena.tartalova@tuke.sk](mailto:alena.tartalova@tuke.sk)

**Využitie štatistických metód pri analýze vybraných  
vlastností povrchovej vody**  
**The use of statistical methods for the analysis of selected  
characteristics of surface water**

Viera Vanková, Peter Petluš, Dagmar Markechová, Anna Tirpáková

**Abstrakt:** Rozbory vybraných fyzikálno-chemických vlastností vody, kyslíkového a teplotného režimu, neutralizačnej kapacity sa realizovali v mesačných intervaloch v priebehu roku 2012 na troch lokalitách (Nitrianske komunálne služby, sídlisko Chrenová I., tečúca voda, rieka Nitra a Nitriansky mestský park, stojatá voda, jazero Malá Hangócka). Pre analýzu nameraných údajov sme použili štatistické metódy a to metódu dvojfaktorovej analýzy rozptylu bez opakovania a Pearsonov - Bravaisov korelačný koeficient.

**Abstract:** Analysis of chosen physic-chemical properties of water, oxygen and temperature regime, the neutralization capacity were realised in the monthly intervals during the year 2012 in three localities (Nitra municipal utilities, neighbourhood Chrenová 1 – running water, river Nitra and Nitra City Park – dead water, lake Malá Hangócka) To determine the dependence of individual properties, water and air temperature and comparison of monitored localities were used the statistical methods The two-factor analysis of scatter without repetition, use of the Pearson -Bravais correlation coefficient.

**Kľúčové slová:** Vlastnosti vody, Nitriansky mestský park, Nitrianske komunálne služby, Sídlisko Chrenová 1, Dvojfaktorová analýza rozptylu bez opakovania, Korelačný koeficient

**Key words:** Water properties, The Nitra City Park, Nitra municipal utilities, Neighbourhood Chrenová 1, two-factor analyses of scatter without repetition, correlation coefficient

**JEL classification:** C12

## 1. Úvod

Voda je zlúčeninou, ktorá sa vyznačuje množstvom vlastností. Vlastnosti vody vyplývajú z jej štruktúry a chemického zloženia [2]. Z chemického hľadiska rozdeľujeme látky nachádzajúce sa vo vodách na anorganické a organické. Z fyzikálneho hľadiska môžu byť tieto látky prítomné ako iónovo rozpustné (elektrolyty), neiónovo rozpustné (neelektrolyty) alebo ako nerozpustné (neusaditeľné, usaditeľné, vznášané). K anorganickým súčastiam patrí vápnik, horčík, sodík, ktoré sú prítomné prevažne ako katióny a z aniónov sú to sírany, chloridy a hydrogénuhličitaný. Z nekovov sú to v malých množstvách amoniak, amónne ióny, dusitany, dusičnany a fosforečnany. Z organických látok sa vo vode môžu nachádzať fenoly, fenolové zlúčeniny, pesticídy, karcinogénne látky, tenzity, detergenty a ropné látky. K fyzikálnymi vlastnosťami vody patrí hustota a viskozitou, povrchové napätie, pH a oxidačno-redukčný potenciál [1, 2, 4]. Senzorické vlastnosti vody sú také vlastnosti, ktoré pôsobia na zmysly človeka. Patrí sem teplota, chuť, pach, farba, zákal a priehľadnosť [1, 2].

Predmetom štatistických analýz boli zistené hodnoty obsahov jednotlivých fyzikálnych a fyzikálno-chemických ukazovateľov (vlastností) povrchovej vody a cieľom vyjadrenie závislosti medzi vybranými klimatickými faktormi a koncentrácie vybraných ukazovateľov vody.

## 2. Materiál a metódy

Hodnoty obsahov jednotlivých fyzikálnych a fyzikálno-chemických ukazovateľov sa stanovili v odobraných vzorkách vody. Vzorky sa odoberali na troch lokalitách v meste Nitra v mesačných intervaloch, január až december v priebehu roku 2012. Lokalita Nitrianske

komunálne služby – odberné miesto sa nachádza na ľavom brehu rieky Nitra v neobývanej časti mesta. Breh rieky je porastený trávovo bylenným porastom, bez krovín a drevín. Je udržiavaný kosením. Lokalita Sídliisko Chrenová 1 – odberné miesto sa nachádza na ľavom brehu rieky Nitra, pod Chrenovským mostom. Breh rieky je spevnený betónom a kameňom. Nitriansky mestský park – odberné miesto sa nachádza na brehu vodnej plochy - jazera Malá Hangócka v Nitrianskom mestskom parku, ktoré vzniklo odstavením ramena rieky Nitra a v súčasnosti sa využíva na rybolov. Brehy jazera sú neupravené, miestami porastené trávou, dno je pokryté vrstvou bahna. V odobraných vzorkách vody sa stanovoval obsah kyslíka ( $O_2$ ,  $mg/l^{-1}$ ) - kyslíkový režim, celková tvrdosť vody ( $mg/l^{-1}$ ) a teplota vody ( $^{\circ}C$ ).

Na zistenie sa použili nasledovné metódy: Stanovenie rozpustených anorganických ortofosforečnanov - dávajú po reakcii s molybdénanom v prostredí kyseliny sírovej a po redukcii chloridom cínatým modré zafarbenie vhodné k spektrofotometrickému stanoveniu (spektrofotometer, vlnová dĺžka  $\lambda = 700$  nm, kyvety 5 cm). Stanovenie celkovej tvrdosti - titračná metóda - princípom skúšky je chelatometrická titrácia, pri ktorej sa využíva disodná soľ ethyléndiamíntetraoctovej kyseliny /EDTA/ -  $Na_2H_2Y \cdot 2H_2O$ , ktorá má obchodný názov Chelatón 3. Chelatón reaguje s kovovými iónmi, za vzniku komplexných aniónov, rozpustných vo vode, kde sa zároveň uvoľňujú ióny  $H^+$ . Rovnováha je ovplyvnená koncentráciou iónov  $H^+$ , preto je potrebné používať tlmivé roztoky. Kyslík ( $O_2$ ) ( $mg/l$ ) – stanovuje sa titračne, kyslík rozpustený v alkalickom prostredí oxiduje manganaté ióny, ktoré sa vyzrážajú vo forme príslušného hydroxidu. Po pridaní kyseliny mangán opäť prejde do roztoku v oxidačnom stupni III. Jodidové ióny prítomné v roztoku zredukujú trojmocný mangán späť na dvojmocný, pričom sa sami oxidujú na jód. Množstvo tohto jódu je ekvivalentné množstvu stanoveného kyslíka. Na uvedených lokalitách boli zároveň merané aj teploty vzduchu ( $^{\circ}C$ ). Na zisťovanie teploty vzduchu sa využilo prenosné multikomponentné zariadenie Aeroqual AQM60 Environmental Station, ktorého súčasťou je aj prevodník počasia WXT520 Vaisala.

Pri spracovaní nameraných údajov sme použili štatistické metódy a to metódu dvojfaktorovej analýzy rozptylu bez opakovania a Pearsonov -Bravaisov korelačný koeficient.

### 3. Výsledky a diskusia

Zámerom našej výskumnej úlohy bolo overiť, či množstvo fyzikálnych a fyzikálno-chemických ukazovateľov v odobraných vzorkách vody (kyslíkový režim vody) závisí od typu miesta odberu - typu lokality a časového obdobia, v ktorom boli hodnoty namerané. Úlohu sme riešili pomocou dvojfaktorovej analýzy rozptylu bez opakovania. Sledovali sme vplyv dvoch faktorov  $A$ ,  $B$  na hodnoty pozorovaného znaku  $X$ , pričom pozorovaným znakom  $X$  bol kyslíkový režim (hodnoty  $O_2$  vo vode v  $mg.l^{-1}$ ), faktorom  $A$  bol čas odberu (mesiac) a faktorom  $B$  bol typ lokality. Metódou analýzy rozptylu sa zisťovalo, či je vplyv uvedených dvoch faktorov na hodnoty pozorovaného znaku  $X$  štatisticky významný. Testovanými hypotézami sú hypotéza  $H_0$ : „čas merania (mesiac) nemá vplyv na kyslíkový režim“ a hypotéza  $H'_0$ : „miesto odberu (typ lokality) nemá vplyv na kyslíkový režim“ .

Výpočet sme realizovali pomocou programu STATISTICA. Po zadaní vstupných údajov sme dostali vo výstupnej zostave počítača výslednú tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu (tab. 1). Výsledky testu vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobností  $p$  ( $p$ -hodnota je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovanú hypotézu).

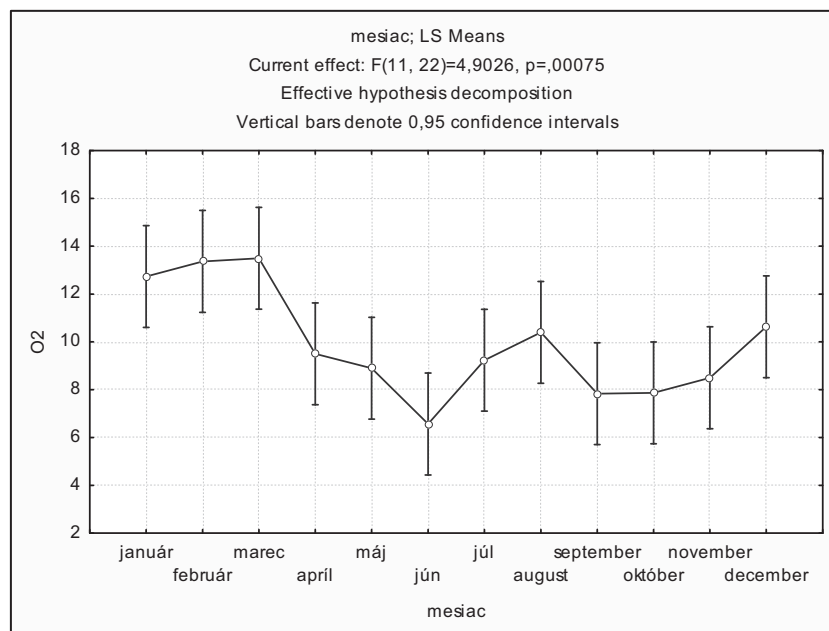
Z výsledkov uvedených v tabuľke 1 vidíme, že pre testovacie kritérium  $F_A$  je  $p$ -hodnota rovná 0,000754. Keďže vypočítaná  $p$ -hodnota je menšia ako zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , t.j. pozorované rozdiely sú štatisticky významné. To znamená, že hodnoty kyslíkového

režimu vody štatisticky významne závisia od časového obdobia, v ktorom boli realizované merania. Pre testovacie kritérium  $F_B$  je hodnota  $p = 0,034320$ . Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p < 0,05$ , aj v tomto prípade testovanú hypotézu  $H'_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , t.j. kyslíkový režim štatisticky významne závisí od polohy a typu lokality, na ktorej bola meraný.

**Tab. 1** Výsledná tabuľka dvojfaktorovej analýzy rozptylu bez interakcií

	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
mesiac	<b>170,610</b>	<b>11</b>	<b>15,510</b>	<b>4,903</b>	<b>0,000754</b>
Lokalita	<b>24,967</b>	<b>2</b>	<b>12,484</b>	<b>3,946</b>	<b>0,034320</b>
Error	69,599	22	3,164		

Priemerné hodnoty kyslíkového režimu, namerané v jednotlivých mesiacoch a na jednotlivých lokalitách sú znázornené na obr. 1 a 2.

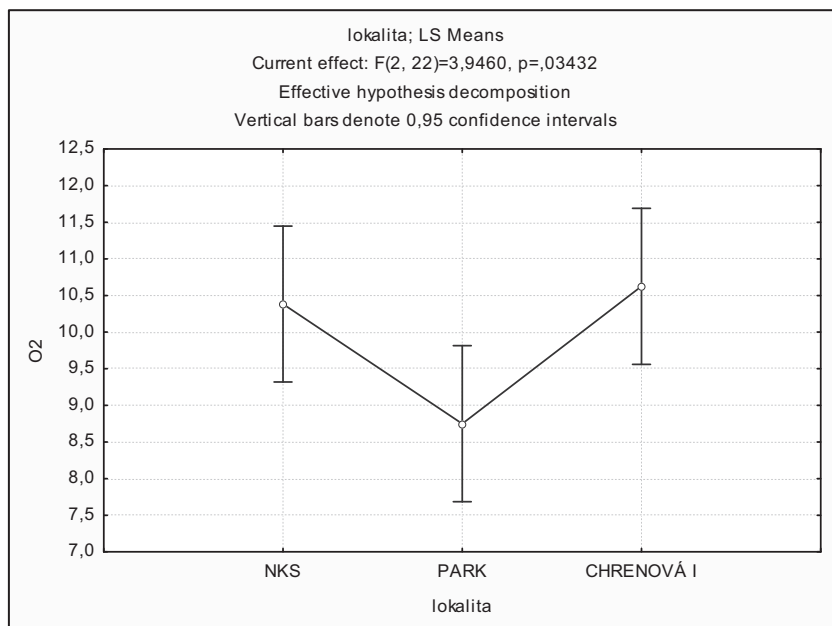


**Obr. 1** Priemerné hodnoty kyslíkového režimu namerané v jednotlivých mesiacoch

Vzhľadom na to, že sme v oboch prípadoch zamietli nulové hypotézy, v ďalšom nás zaujímalo, ktoré úrovne oboch faktorov sa štatisticky významne odlišujú v pozorovanom znaku. Pre testovanie kontrastov úrovní oboch faktorov sme použili Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov, ktorú sme realizovali v programe STATISTICA. Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobností. Vypočítané  $p$ -hodnoty sú uvedené v nasledujúcich tabuľkách (tab. 2, 3).

Z výsledkov, ktoré sú uvedené v tabuľke 2 vidíme, že napríklad mesiac jún sa štatisticky významne líši od mesiacov január, február a marec vzhľadom na namerané hodnoty  $O_2$  vo vode.





**Obr. 2** Priemerné hodnoty kyslíkového režimu namerané na jednotlivých lokalitách

**Tab. 2:** Výsledky Tukeyho testu kontrastov úrovni faktora A

mesiac	{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}
január		1,00	1,00	0,55	0,32	<b>0,01</b>	0,44	0,89	0,09	0,09	0,20	0,94
február			1,00	0,31	0,15	<b>0,01</b>	0,23	0,66	<b>0,03</b>	<b>0,04</b>	0,09	0,76
marec				0,26	0,13	<b>0,00</b>	0,19	0,61	<b>0,03</b>	<b>0,03</b>	0,07	0,70
apríl					1,00	0,68	1,00	1,00	0,99	0,99	1,00	1,00
máj						0,89	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00	0,98
jún							0,78	0,32	1,00	1,00	0,97	0,25
júl								1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
august									0,82	0,83	0,97	1,00
september										1,00	1,00	0,73
október											1,00	0,74
november												0,93
december												

**Tab. 3:** Výsledky Tukeyho testu kontrastov úrovni faktora B

lokality	NKS	PARK	CHRENOVÁ I
NKS		0,085	0,941
PARK			<b>0,043</b>
CHRENOVÁ I			

Na základe výsledkov, zapísaných v tabuľke 3 môžeme povedať, že vzhľadom na kyslíkový režim sa štatisticky významne líšia lokality Park a Chrenová I, ale naopak medzi nameranými lokalitami Park a NKS nie je štatisticky významný rozdiel vzhľadom na kyslíkový režim. Uvedené rozdiely môžeme vidieť aj na obrázku 2.

Na základe nameraných hodnôt a tiež výsledkov analýzy možno konštatovať, že kyslíkový režim dosahoval najvyššie hodnoty v mesiaci marec 2012 a najnižšie hodnoty v júni 2012. Z ročného sledovania vyplýva, že kyslíkový režim bol v mesiacoch január a marec 2012 približne na rovnakej úrovni a postupne od apríla klesal (Obr.1). Pri hodnotení kyslíkového režimu na jednotlivých lokalitách je zrejme, že lokality Nitrianske komunálne služby a sídlisko Chrenová I majú kyslíkový režim približne rovnaký, kým na lokalite Nitriansky mestský park sú hodnoty nižšie, čo bolo možné predpokladať, keďže je to jediná lokalita so stojatou vodou, ktorá sa vyznačuje nižším kyslíkovým režimom ako voda tečúca. Obsah kyslíka v povrchovej vode závisí od charakteru vodnej plochy a tiež, že kyslíkový režim vody sa v priebehu roku mení. Výrazné rozdiely sú v zimných a letných mesiacoch, čo sa potvrdilo aj v našom prípade [3].

Ďalším ukazovateľom, ktorý sme sledovali, je celková tvrdosť vody. Použitím štatistických metód sme overovali vplyv polohy a typu lokality a času (mesiaca) na celkovú tvrdosť vody. Aj v tomto prípade sme pre štatistickú analýzu výsledkov použili dvojfaktorovú analýzu rozptylu bez opakovania. Metódou analýzy rozptylu sme zisťovali, či je vplyv uvedených dvoch faktorov na namerané hodnoty tvrdosti vody štatisticky významný. Testovanými hypotézami sú hypotéza  $H_0$ : „čas merania (mesiac) nemá vplyv na celkovú tvrdosť vody“ a  $H'_0$ : „miesto merania (typ lokality) nemá vplyv na celkovú tvrdosť vody“ a hypotéza  $P_0$  zadaní vstupných údajov vo výstupnej zostave počítača dostaneme tabuľku dvojfaktorovej analýzy rozptylu (tab. 4). Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobnosti  $p$ .

**Tab. 4** Výsledná tabuľka dvojfaktorovej analýzy rozptylu bez interakcií

	SS	df	MS	F	p
mesiac	155474	11	14134	1,8975	0,096839
Lokalita	<b>62610</b>	<b>2</b>	<b>31305</b>	<b>4,2027</b>	<b>0,028458</b>
Error	163874	22	7449		

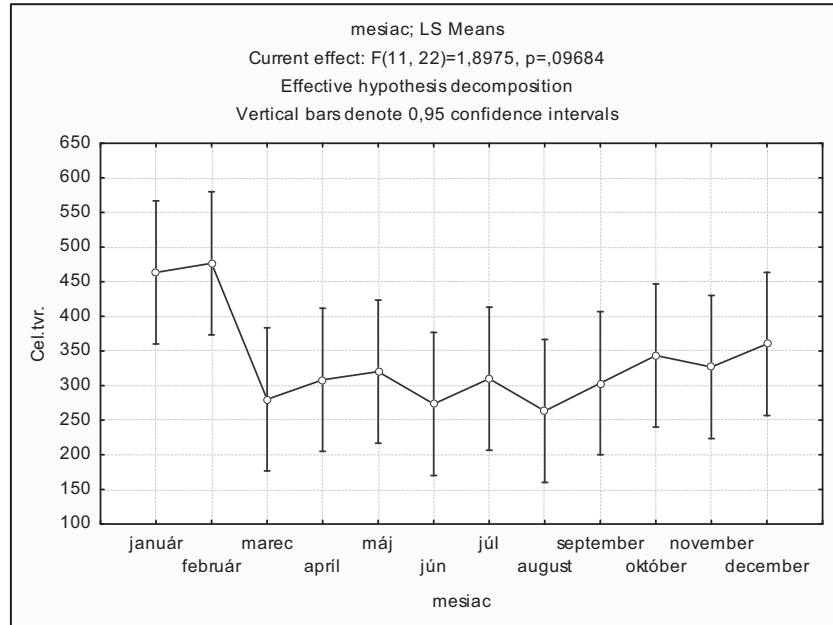
Pre hodnotu testovacieho kritéria je  $F_A$  je hodnota  $p = 0,096839$ . Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p > 0,05$ , testovanú hypotézu  $H_0$  na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  nezamietame, t.j. celková tvrdosť vody štatisticky významne nezávisí od času (mesiaca), v ktorom bola meraná. Priemerné hodnoty celkovej tvrdosti vody, nameranú v jednotlivých mesiacoch sú znázornené na obrázku 3.

Pre testovacie kritérium  $F_B$  je hodnota  $p = 0,028458$ . Keďže vypočítaná hodnota pravdepodobnosti  $p < 0,05$ , hypotézu zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , to znamená, tvrdosť vody štatisticky významne ovplyvňuje poloha a typ lokality.

Po zamietnutí nulovej hypotézy nás v ďalšom zaujímalo, ktoré lokality sa štatisticky významne odlišujú v celkovej tvrdosti vody. Pre testovanie kontrastov sme tiež použili Tukeyho metódu mnohonásobného porovnávania priemerov, ktorú sme realizovali v programe STATISTICA. Aj v tomto prípade test vyhodnotíme na základe vypočítaných hodnôt pravdepodobností. Vypočítané  $p$ -hodnoty sú uvedené v nasledujúcej tabuľke (tab. 5).

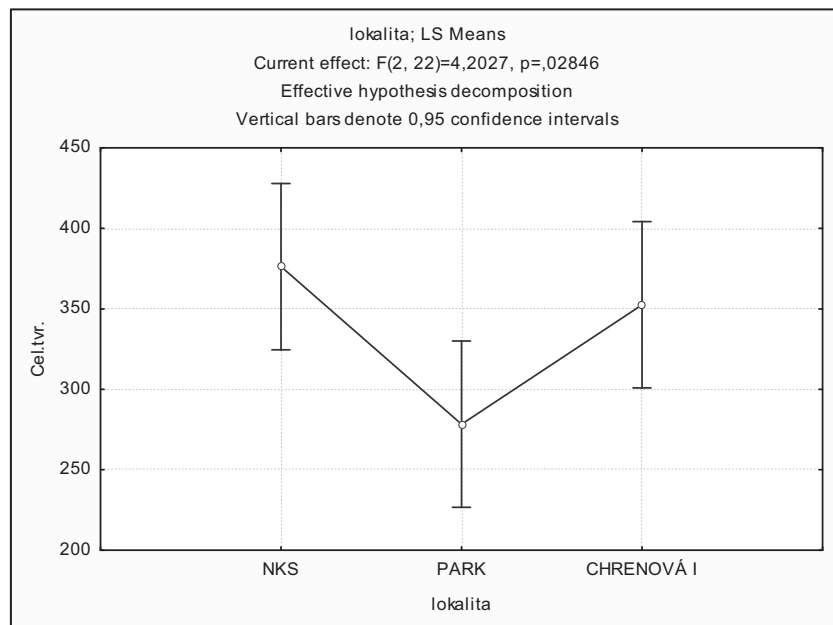
**Tab. 5:** Výsledky Tukeyho testu kontrastov úrovni faktora B

lokalita	NKS	PARK	CHRENOVÁ I
NKS		<b>0,0285</b>	0,7809
PARK			0,1120
CHRENOVÁ I			



**Obr. 3 Priemerné hodnoty celkovej tvrdosti vody namerané v jednotlivých mesiacoch**

Na základe výsledkov, zapísaných v tabuľke 5 môžeme povedať, že vzhľadom na celkovú tvrdosť vody sa štatisticky významne líšia lokality Park a NKS, ale naopak medzi nameranými lokalitami Park a CHRENOVA I nie je štatisticky významný rozdiel vzhľadom na celkovú tvrdosť vody. Uvedené rozdiely môžeme vidieť aj na obrázku 4.



**Obr. 4 Priemerné hodnoty celkovej tvrdosti vody namerané na jednotlivých lokalitách**

Na základe štatistického hodnotenia je zřejmé, že celková tvrdosť vody sa v jednotlivých mesiacoch sledovaného obdobia výrazne nemenila. Rozdiely sú viditeľné len v mesiacoch január a február 2012. V ostatných mesiacoch možno hodnotiť celkovú tvrdosť vody ako vyrovnanú. Priemerné hodnoty celkovej tvrdosti vody namerané na jednotlivých

lokalitách poukazujú na rozdiely medzi lokalitou v Nitriansky mestský park a ďalšími dvoma lokalitami, ktorými sú Nitrianske komunálne služby a sídlisko Chrenová 1. Na lokalite Nitriansky mestský park sú hodnoty nižšie. Rozdiel v hodnotách môže vyplývať z podložia, na ktorom sa jazero Malá Hangócka nachádza, ktoré ovplyvňuje celkovú tvrdosť vody.

V ďalšom sme vypočítali hodnotu  $r_{A,B}$  koeficienta korelácie medzi pozorovanými znakmi, na základe ktorej chceli posúdiť intenzitu štatistickej závislosti medzi teplotou vody a teplotou vzduchu. Koeficient korelácie sme počítali v sledovanom období pre každú lokalitu zvlášť. V našom prípade sme vypočítali sme nasledovné hodnoty koeficientov korelácie:

Nitrianske komunálne služby:  $r_{A,B} = 0,947344$

Nitriansky mestský park:  $r_{A,B} = 0,966425$

Sídlisko Chrenová I:  $r_{A,B} = 0,948297$ .

Uvedená hodnota poukazuje na vysoký stupeň priamej závislosti medzi teplotou vody a vzduchu. Na základe vypočítaných koeficientov korelácie možno konštatovať, že medzi teplotou vody od teplotou vzduchu je význačný stupeň zhody na všetkých troch sledovaných lokalitách, t.j. so stúpajúcou teplotou vzduchu bude stúpať aj teplota vody a naopak pri klesajúcej teplote vzduchu bude klesať teplota vody, ale len dovedy, kým voda nedosiahne nulovú hodnotu.

#### 4. Záver

Pri hodnotení vybraných vlastností vody sme vychádzali z predpokladov, že sa v priebehu ročného sledovania v mesačných intervaloch menia a tiež sa menia v závislosti od lokality. Predpokladali sme, že kyslíkový režim (obsah kyslíka) je väčší v tečúcej vode ako v stojatej a tiež, že pri nižšej teplote vody je jeho obsah vyšší. Štatistické hodnotenie náš predpoklad potvrdilo, pretože lokalita Park (stojatá voda) v porovnaní s lokalitami NKS a Chrenová I. (tečúca voda) vykazovala najnižšie hodnoty. Podobne sa náš predpoklad potvrdil aj pri vzťahu teploty vody a obsahu kyslíka. Kyslíkový režim bol vyšší v mesiacoch s nižšími teplotami. Z environmentálneho hľadiska je zrejmé, že ak je kyslíkový režim vody nízky voda je znečistená a vykazuje nízku kvalitu. Pri celkovej tvrdosti vody sme vychádzali z predpokladu, že na všetkých sledovaných lokalitách nebudú výrazné rozdiely v tvrdosti a podobne, že v jednotlivých mesiacoch budú rozdiely minimálne. Štatistické hodnotenie náš predpoklad v prípade lokalít nepotvrdilo, pretože lokalita Park vykazovala najnižšie hodnoty. Celková tvrdosť vody je výrazne ovplyvnená podložími, ktoré je v priebehu celého toku rieky Nitry rôznorodé, kým v prípade jazera je rovnaké a dno je tvorené bahnom. V jednotlivých mesiacoch bola celková tvrdosť vody pomerne stabilná, čím sa náš predpoklad potvrdil. Niektoré vlastnosti vody ako napr. sledovaný kyslíkový režim sa mení v závislosti od teploty, preto sme sledovali závislosť teploty vzduchu a vody. Na základe nameraných hodnôt teploty vody a vzduchu sme predpokladali, že teplota vody sa v závislosti od teploty vzduchu mení, čo sa štatistickým hodnotením potvrdilo.

#### 5. Literatúra

- [1]BARANČIKOVÁ, G. - FAZEKAŠOVÁ, D. - MANKO, P. - TORMA, S. 2009. Chémia životného prostredia. Prešov: PU v Prešove. 255 s. ISBN 978-80-555-0082-9, dostupné od 09.11.2009 na <http://www.pulib.sk/elpub/FHPV/Fazekasova1/index.html>
- [2]BLINOVÁ, L. 2009. Voda. Tlačové štúdio Váry pre MTF STU v Trnave, 2009, 40 s. ISBN 978-80-89422-05-0
- [3]ŠULVOVÁ, L. – ŽENIŠOVÁ, Z. – ĎURIČKOVÁ, A. – FLAKOVÁ, R. 2009. Kyslíkový režim vôd štrkovísk v okolí Bratislavy. In: Acta Geologica, roč. 1, 2, 2009, s.93 - 102
- [4]TÖLGYESSY, J., - SOJKA, L., - SIMON, L. 1989. Chémia životného prostredia. SPN v Bratislave, 1989, 174 s. ISBN 80-08-00088-0

## 6. Pod'akovanie

Príspevok vznikol vďaka podpore v rámci operačného programu Výskum a vývoj pre projekt: Environmentálne aspekty urbanizovaného prostredia (kód ITMS 26220220110), spolufinancovaný zo zdrojov Európskeho fondu regionálneho rozvoja.

### Adresy autorov:

Viera Vanková, Ing., PhD.  
Katedra ekológie a environmentalistiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1  
949 74 Nitra  
vvankova@ukf.sk

Peter Petluš, RNDr., PhD.  
Katedra ekológie a environmentalistiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1  
949 74 Nitra  
ppetlus@ukf.sk

Dagmar Markechová, doc., RNDr., CSc.  
Katedra matematiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1  
949 74 Nitra  
dmarkechova@ukf.sk

Tirpáková, prof., RNDr., CSc.  
Katedra matematiky  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1  
949 74 Nitra  
atirpakova@ukf.sk



## Aplikácia korešpondenčnej analýzy v zoológii Application of Correspondence Analysis in Zoology

Marta Vrábellová, Janka Schlarmannová, Eva Uhrinová

**Abstract:** The aim of this paper is to mention the use of the correspondence analysis to display of occurrence of species at a series of sites. We research the occurrence of subfamilies of family braconids (Hymenoptera, Braconidae) in Zobor hills sites.

**Abstrakt:** Cieľom tohto článku je poukázať na použitie korešpondenčnej analýzy na zobrazenie výskytu druhov v sérii lokalít. Skúmame výskyt podčel'adi čel'ade lumčikovité (Hymenoptera, Braconidae) v lokalitách Zoborských vrchov.

**Key words:** Correspondence analysis, occurrence of species, subfamilies of family braconids, Zobor hills sites.

**Kľúčové slová:** Korešpondenčná analýza, výskyt druhov, podčel'ade čel'ade lumčikovité, lokality Zoborských vrchov.

**JEL classification:** C40

### Úvod

Korešpondenčná analýza je exploračná technika, ktorá sa používa na analýzu kontingenčných tabuliek obsahujúcich nejakú mieru korešpondencie medzi riadkami a stĺpcami. Pri analyzovaní kontingenčnej tabuľky s  $r$  riadkami a  $s$  stĺpcami je výsledkom analýzy tzv. korešpondenčná mapa, ktorá obsahuje dve skupiny bodov a to  $r$  bodov, ktoré odpovedajú riadkovým kategóriám a  $s$  bodov, ktoré odpovedajú stĺpcovým kategóriám. V tomto článku chceme poukázať na aplikáciu korešpondenčnej analýzy v ekologickom výskume druhových spoločenstiev. Cieľom korešpondenčnej analýzy v ekológii spoločenstiev je použiť druho- asociácie na znázornenie vzdialenosti alebo podobnosti lokalít, pričom sa ako miera stupňa odchýlenia tejto asociácie od „nezávislosti“ používa štatistika chí-kvadrát. Existuje viacero publikácií o využití mnohorozmerných štatistických metód v biologických a ekologických vedách, napr. [1], [2], [5]. V týchto prácach je korešpondenčná analýza zaradená medzi tzv. ordinačné metódy. Algoritmami výpočtu kanonickej korešpondenčnej analýzy sa zaoberal Ter Braak v článku [6]. Kapitulu o korešpondenčnej analýze však možno nájsť aj napr. v knihách [3], [4].

V tomto článku sa zameriame na výskyt podčel'adi čel'ade lumčikovité (Hymenoptera, Braconidae) v biotopoch Zoborských vrchov.

### 1. Primárne údaje a ich spracovanie

Údaje použité v tomto článku boli získané na základe výskumu uskutočneného spoluautorkou článku Schlarmannovou, v rámci ktorého sledovala kvalitatívne a kvantitatívne zastúpenie lumčikovitých (Hymenoptera, Braconidae) na troch biotopoch Zoborských vrchov (lesostep, step a les). Zaznamenané druhy patrili do 12 podčel'adi čel'ade lumčikovité. Zastúpenie podčel'ade je dané počtom jedincov všetkých druhov tejto podčel'ade, údaje obsahuje tab. 1. V korešpondenčnej analýze sa pracuje so štandardizovanou kontingenčnou tabuľkou, ktorá vznikne z kontingenčnej tabuľky predelením všetkých jej prvkov celkovým počtom, v našom prípade číslom  $n = 458$ . Na riadky v štandardizovanej kontingenčnej tabuľke sa pozrieme ako na body v 3-rozmernom priestore. Ich vzdialenosti v 3-rozmernom priestore sumarizujú všetky informácie o podobnostiach medzi podčel'adami. Na stĺpce v štandardizovanej kontingenčnej tabuľke sa pozrieme ako na body v 12-rozmernom priestore. Našou snahou je nájsť taký menej dimenzionálny priestor, v ktorom keď zobrazíme

riadkové body, sa skoro všetka informácia o podobnostiach medzi podčel'ad'ami zachová a keď v ňom zobrazíme stĺpcové body, zachová sa veľká časť informácie o podobnostiach medzi biotopmi.

**Tab. 1: Kontingenčná tabuľka výskytu jedincov druhov podčel'adí čel'ade lumčikovitě na biotopoch Zoborských vrchov**

		Lokalita			Total
		Zoborské vrchy_Les	Zoborské vrchy_Lesostep	Zoborské vrchy_Step	
Podčel'ad'	Agathidinae	0	10	11	21
	Alysiinae	48	12	0	60
	Braconinae	6	44	45	95
	Brachistinae	12	0	11	23
	Doryctinae	4	5	0	9
	Euphorinae	31	2	8	41
	Helconinae	5	0	3	8
	Cheloninae	8	19	58	85
	Macrocentrinae	2	3	11	16
	Microgasterinae	10	11	21	42
	Opiinae	42	12	0	54
	Rogadinae	4	0	0	4
Total		172	118	168	458

## 2. Výpočet

Označme  $n_{ij}$  početnosť v  $i$ -tom riadku a  $j$ -tom stĺpci kontingenčnej tabuľky,  $n_i$  súčet  $i$ -teho riadku a  $n_j$  súčet  $j$ -teho stĺpca. Súčty riadkov v štandardizovanej kontingenčnej tabuľke ( $n_{i.} / n$ ) sa nazývajú *riadkové záťaže*, súčty stĺpcov ( $n_{.j} / n$ ) sa nazývajú *stĺpcové záťaže*. Keď prvky  $i$ -teho riadku kontingenčnej tabuľky predelíme súčtom  $i$ -teho riadku  $n_i$ , dostaneme *profil  $i$ -teho riadku*, keď prvky  $j$ -teho stĺpca kontingenčnej tabuľky predelíme súčtom  $j$ -teho stĺpca  $n_j$ , dostaneme *profil  $j$ -teho stĺpca*.

Pri výpočte sa vychádza z pojmu inercia. Inercia sa počíta ako hodnota chí-kvadrát pri teste nezávislosti (tab. 2) predelená  $n$ ,

$$\frac{\chi^2}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{\left( n_{ij} - \frac{n_i \cdot n_j}{n} \right)^2}{\frac{n_i \cdot n_j}{n}} = \frac{254,920}{458} = 0,557.$$

V tabuľke 2 si všimnime, že hodnota chí-kvadrát testu nezávislosti je významná, teda existuje nejaká korešpondencia medzi podčel'ad'ami skúmaného hmyzu a biotopmi Zoborských vrchov. Ak by boli podčel'ade a biotopy nezávislé, tak

$$n_{ij} \doteq \frac{n_i \cdot n_j}{n} \Rightarrow \frac{n_{ij}}{n_i} \doteq \frac{n_j}{n}.$$

Odchýlky od očakávanej hodnoty prispievajú do chí-kvadrát,

$$\begin{aligned}\frac{\chi^2}{n} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{\left( n_{ij} - \frac{n_i \cdot n_j}{n} \right)^2}{\frac{n_i \cdot n_j}{n}} = \sum_{i=1}^r \frac{n_i}{n} \sum_{j=1}^s \frac{\left( \frac{n_{ij}}{n_i} - \frac{n_j}{n} \right)^2}{\frac{n_j}{n}} \\ &= \sum_{i=1}^r \frac{n_i}{n} d_i^2 = \sum_{i=1}^r w_i d_i^2,\end{aligned}$$

kde  $w_i$  je záťaž (váha)  $i$ -teho riadku a  $d_i^2$  je príspevok  $i$ -teho riadku do inercie.

Nové dimenzie pre riadkové body sa vytvoria tak, aby sa príspevok riadkov do chí-kvadrát (do inercie) zachoval. Problém sa rieši súčasne pre riadkové i stĺpcové body. Maximálny počet dimenzií je

$$m = \min(r - 1, s - 1) = \min(12 - 1, 3 - 1) = 2$$

a pri tomto počte (2) sa vyčerpá 100% variability. Prvá dimenzia vyčerpáva najvyššie percento variability, druhá nižšie.

Naznačíme algoritmus výpočtu. Označme ako  $\mathbf{D}_r$  diagonálnu maticu, ktorá má na diagonále odmocniny riadkových záťaží umocnené na -1 a ako  $\mathbf{D}_s$  diagonálnu maticu, ktorá má na diagonále odmocniny stĺpcových záťaží umocnené na -1. Maticu prvkov štandardizovanej kontingenčnej tabuľky označme  $\mathbf{P}$ . Položme  $\mathbf{A} = \mathbf{D}_r \mathbf{P} \mathbf{D}_s$ . Potom  $\mathbf{A}$  je matica typu  $r \times s$  a jej prvky sú tvaru

$$\frac{\frac{n_{ij}}{n}}{\sqrt{\frac{n_i \cdot n_j}{n \cdot n}}}, \quad i = 1, \dots, r, j = 1, \dots, s.$$

Potom existuje singulárny rozklad matice  $\mathbf{A}$

$$\mathbf{A} = \mathbf{B} \begin{pmatrix} \mathbf{W} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{pmatrix} \mathbf{C}',$$

kde  $\mathbf{B}$  je matica typu  $r \times r$  (jej stĺpcami sú ľavostranné singulárne vektory),  $\mathbf{C}$  je matica typu  $s \times s$  (jej stĺpcami sú pravostranné singulárne vektory),  $\mathbf{W}$  je diagonálna matica typu  $m \times m$ , ktorá má na diagonále nenulové singulárne hodnoty  $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$  matice  $\mathbf{A}$ , pričom  $\sigma_1 > \sigma_2 > \dots > \sigma_m > 0$ . Nové súradnice pre riadky obsahuje matica  $\mathbf{F}$  (tab. 3, Score in Dimension) a nové súradnice pre stĺpce obsahuje matica  $\mathbf{G}$  (tab. 4, Score in Dimension),

$$\mathbf{F} = \mathbf{D}_r \mathbf{B} \begin{pmatrix} \mathbf{W} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{G} = \mathbf{D}_s \mathbf{C} \begin{pmatrix} \mathbf{W} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{pmatrix}.$$

Štvorce singulárnych hodnôt  $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_m^2$  sú vlastnými číslami matice  $\mathbf{A}'\mathbf{A}$  a udávajú relatívnu dôležitosť dimenzií  $1, 2, \dots, m$ . Zvyčajne sa berú prvé dve dimenzie, aby bolo možné znázorniť riadky resp. stĺpce ako body v rovine. V našom prípade má matica  $\mathbf{A}$  dve singulárne hodnoty 0,684 a 0,297 (tab. 2). Prvá dimenzia vyčerpáva 0,468 celkovej inercie (čo je 84,1%), druhá 0,088 celkovej inercie (čo je 15,9%). V stĺpci Mass v tab. 3 (tab. 4) sú uvedené súčty riadkov (stĺpcov) v tabuľke stĺpcových (riadkových) profilov. V stĺpci Inertia sa nachádzajú príspevky riadkov (stĺpcov) do celkovej inercie pri nových dimenziách. Príspevky riadkov (stĺpcov) do prvej a druhej novej dimenzie sú v tab. 3 (tab. 4). Do prvej dimenzie najviac prispieva podčeľaď Alysinae (Les), do druhej dimenzie najviac prispieva podčeľaď Braconinae (Lesostep). V tab. 1 vidíme, že jedince podčeľaďe Alysinae sa najviac vyskytujú

v lesnom biotope Zoborských vrchov, kým jedince podčel'ade Braconinae sa vyskytujú najviac v lesostepnom a stepnom biotope, a len v malom množstve v lesnom biotope.

**Tab. 2: Výsledky korešpondenčnej analýzy (Summary)**

Dimension	Singular Value	Inertia	Chi Square	Sig.	Proportion of Inertia	
					Accounted for	Cumulative
1	,684	,468			,841	,841
2	,297	,088			,159	1,000
Total		,557	254,920	,000 <sup>a</sup>	1,000	1,000

Príspevky dimenzií do inercií riadkov (stĺpcov) tvoria posledné tri stĺpce v tab. 3 (tab. 4). Vidíme, že dve dimenzie vyčerpávajú celú inerciu každého riadku (stĺpca).

**Tab. 3: Výsledky korešpondenčnej analýzy (Overview Row Points)**

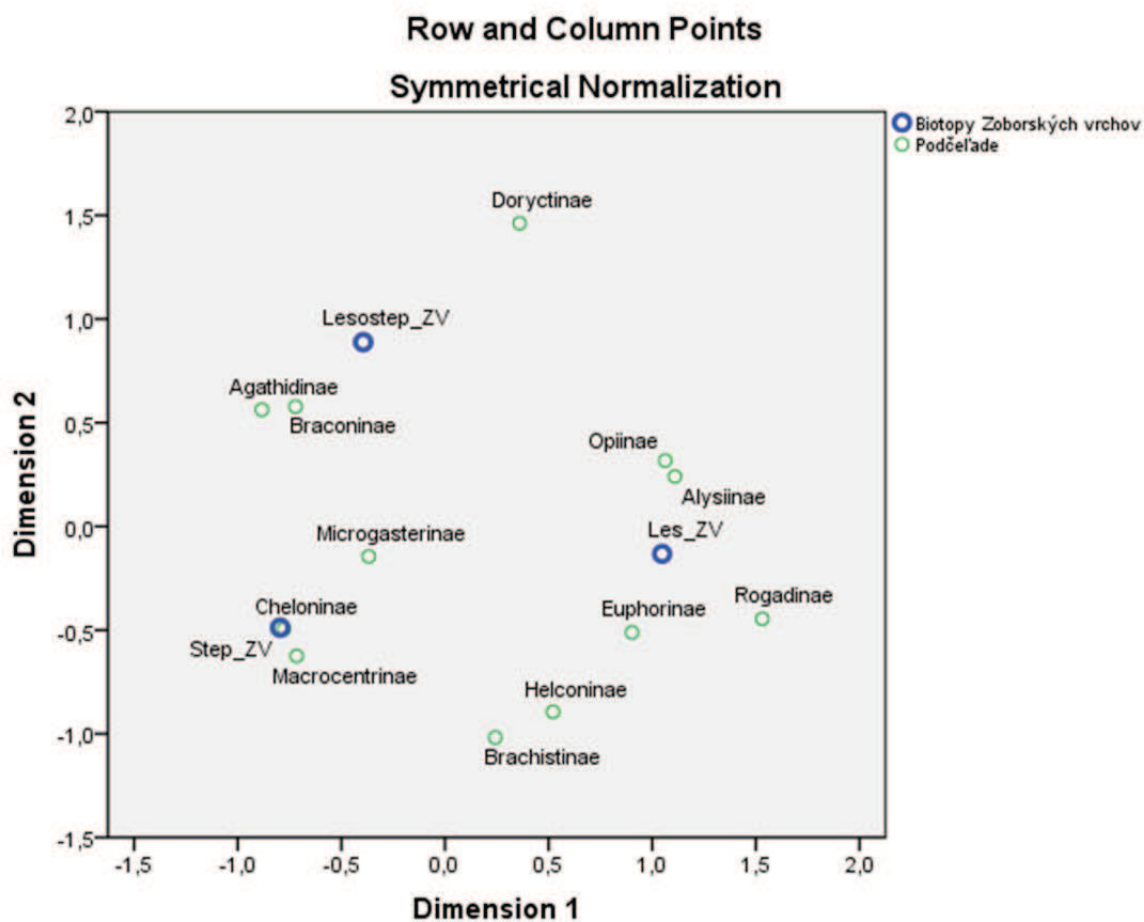
Podčel'ade	Mass	Score in Dimension		Inertia	Contribution	
		1	2		Of Point to Inertia of Dimension	
					1	2
Agathidinae	,046	-,883	,562	,029	,052	,049
Alysiinae	,131	1,109	,241	,113	,236	,026
Braconinae	,207	-,721	,578	,094	,158	,233
Brachistinae	,050	,243	-1,018	,017	,004	,175
Doryctinae	,020	,360	1,462	,014	,004	,141
Euphorinae	,090	,903	-,512	,057	,107	,079
Helconinae	,017	,521	-,894	,007	,007	,047
Cheloninae	,186	-,778	-,495	,090	,164	,153
Macrocentrinae	,035	-,716	-,625	,016	,026	,046
Microgasterinae	,092	-,368	-,145	,009	,018	,006
Opiinae	,118	1,063	,317	,095	,195	,040
Rogadinae	,009	1,531	-,446	,015	,030	,006
Active Total	1,000			,557	1,000	1,000

Podčel'ade	Contribution		
	Of Dimension to Inertia of Point		
	1	2	Total
Agathidinae	,850	,150	1,000
Alysiinae	,980	,020	1,000
Braconinae	,782	,218	1,000
Brachistinae	,116	,884	1,000
Doryctinae	,123	,877	1,000
Euphorinae	,877	,123	1,000
Helconinae	,438	,562	1,000
Cheloninae	,851	,149	1,000
Macrocentrinae	,751	,249	1,000
Microgasterinae	,937	,063	1,000
Opiinae	,963	,037	1,000
Rogadinae	,964	,036	1,000
Active Total			

**Tab. 4: Výsledky korešpondenčnej analýzy (Overview Column Points)**

Biotopy Zoborských vrchov	Mass	Score in Dimension		Inertia	Contribution	
		1	2		Of Point to Inertia of Dimension	
					1	2
Lesostep_ZV	,258	-,395	,888	,088	,059	,684
Step_ZV	,367	-,795	-,488	,185	,339	,294
Les_ZV	,376	1,048	-,133	,284	,602	,022
Active Total	1,000			,557	1,000	1,000

Biotopy Zoborských vrchov	Contribution		
	Of Dimension to Inertia of Point		
	1	2	Total
Lesostep_ZV	,312	,688	1,000
Step_ZV	,859	,141	1,000
Les_ZV	,993	,007	1,000
Active Total			

**Obr. 1: Korešpondenčná mapa pre podčel'ade čel'ade lumčikové a biotopov Zoborských vrchov**

### 3. Záver

Pri skúmaní korešpondenčnej mapy vidíme, že podobne sa vyskytujú druhy podčel'adi Agathidinae a Braconinae, a to skôr v lesostepnom biotope, Cheloninae a Macrocentrinae v stepnom biotope. Preferencia druhov uvedených podčel'adi na xerothermnú step a lesostep je ovplyvnená dostatkom hostiteľov, ktorými sú z väčšej časti húsenice motýľov.

Druhy podčel'adi Opiinae a Alysinae sa vyskytujú v lesnom biotope, ktorý si zachováva vyššiu relatívnu vlhkosť. Skôr v lese sa vyskytujú druhy podčel'adi Euphorinae a Rogadinae. Druhy uvedených podčel'adi sú parazitoidmi dvojkrídlovcov a chrobákov, ktoré sú hojné v dúbavách.

### Pod'akovanie

Tento článok bol podporený grantom KEGA 007UKF-4/2012.

### 4. Literatúra

- [1] GAUCH, H. G. 1982. Multivariate analysis in community ecology. Cambridge University press, Cambridge, England, 1982. 312 s. ISBN-10: 0521282403.
- [2] GREENACRA, M.- BLASIUS, J. (editors) 2006. Multiple correspondence analysis and related methods. Chapman and Hall/CRC, 1. edition, 2006. 608 s. ISBN – 10: 158486285.
- [3] HEBÁK, P. a kol.: Vícerozměrné statistické metody 3. Informatorium, Praha 2007. 256 s., ISBN 8073330393.
- [4] KRÁĽ, P. a iní: Viacrozmerné štatistické metódy so zameraním na riešenie problémov ekonomickej praxe. UMB Banská Bystrica, 2009. 175 s., ISBN 978-80-8083-840-9.
- [5] LEPŠ, J. – ŠMILAUER, P. 2003. Multivariate analysis of ecological data using CANOCO. Cambridge university Press, 2003. 269 s. ISBN 0521891086, 9780521891080.
- [6] TER BRAAK, C. J. F. 1986. Canonical correspondence analysis: a new eigenvector technique for multivariate direct gradient analysis. In: Ecology, 67 (5), 1986, s. 1167 – 1179.

### Adresy autorov:

Doc. RNDr. Marta Vrábellová, CSc.  
Katedra matematiky FPV UKF  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
[mvrabelova@ukf.sk](mailto:mvrabelova@ukf.sk)

PaedDr. Janka Schlarmanová, PhD.  
Katedra zoológie a antropológie FPV UKF  
Nábřežie mládeže 91, 949 74 Nitra  
[jschlarmanova@ukf.sk](mailto:jschlarmanova@ukf.sk)

PaedDr. Eva Uhrinová (3. ročník dokt. štúdia)  
Katedra matematiky FPV UKF  
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra  
[eva.uhrinova@ukf.sk](mailto:eva.uhrinova@ukf.sk)



## Zmeny v štruktúre druhov pozemkov pôdneho fondu katastra Búč Changes in the structure of land types of the land resources of cadastre Búč

Zuzana Zacharová, Monika Krčmárová

**Abstract:** This paper deals with analysis of the land use categories of cadastral Búč, calculations of the indicators of changes, the dominant process in the country and the correlation coefficients. High quality of soil resources of the model area predetermine its use for agricultural purposes, as our research demonstrates.

**Abstrakt:** V článku sa zaoberáme analýzami kategórií využívania pôdneho fondu katastrálneho územia Búč, t.j. výpočtami indikátorov zmien, dominantných procesov v krajine a koeficientov korelácie. Kvalitné pôdne zdroje modelového územia predurčujú jeho využívanie na poľnohospodárske účely, čo dokazujú i nami uskutočnené výskumy.

**Key words:** cadastre Búč, land resources, land use categories, changes in the land types, indicators of changes, correlation.

**Kľúčové slová:** kataster Búč, pôdny fond, kategórie využívania zeme, zmeny v druhoch pozemkov, ukazovatele zmien, korelácia.

**JEL classification:** C02, Q15, Y10

### Úvod

Zmeny vo výmere jednotlivých druhov pozemkov pretvárajú krajinu, vplývajú na veľké množstvo procesov v krajine a spôsobujú jej nevratné premeny, čo znamená, že by im mala byť venovaná dostatočná pozornosť a výskum v tejto oblasti by sa mal prehĺbiť.

Dôležité je testovať i koreláciu (závislosť) medzi týmito zmenami. V prípade, ak sa zistí vysoký stupeň väzby medzi týmito zmenami, nevyhnutné je brať ju do úvahy pri budúcom plánovaní, ktoré by bolo potom prijateľnejšie pre životné prostredie i pre udržanie resp. zvyšovanie ekologickej stability územia. Objektom analýz by mali byť predovšetkým druhy pozemkov s frekventovanými a rozsiahlymi zmenami, pričom je nevyhnutné potom ďalej zisťovať príčiny a následky úbytku resp. prírastku týchto pozemkov.

### 1. Potenciál pôdneho fondu katastrálneho územia Búč

Katastrálne územie (k. ú.) Búč (Nitriansky kraj, okres Komárno) je súčasťou Podunajskej pahorkatiny s vysoko produkčnými pôdami a vhodnými klimatickými podmienkami. Podľa typu sa územie obce charakterizuje ako poľnohospodárska nížinná, oráčino-lúčno-lesná krajina.

Rozhodujúcim prvkom určujúcim a ovplyvňujúcim nielen intenzitu poľnohospodárskej výroby ale aj územný rozvoj a osídlenie, ochranu a tvorbu životného a krajinného prostredia je poľnohospodárska pôda. Tvorí až 90,17 % z celkovej výmery k. ú. Búč (k 31.12.2011).

Najrozsiahlejším prvkom je orná pôda, predstavuje 76,78 % poľnohospodárskej pôdy (k 31.12.2011), čo zaraďuje územie medzi ekologicky nestabilné priestory. Vytvára veľkoblokové a moloblokové oráčiny, polia so siatymi dočasnými trávnyimi porastmi a krmovinami.

V krajinskej štruktúre tvoria vinohrady homogénne komplexy a záhrady sú súčasťou urbanizovaných častí (Varga a kol., 2007; Štatistický úrad SR).

### 2. Analýza zmien vo výmere jednotlivých druhov pozemkov

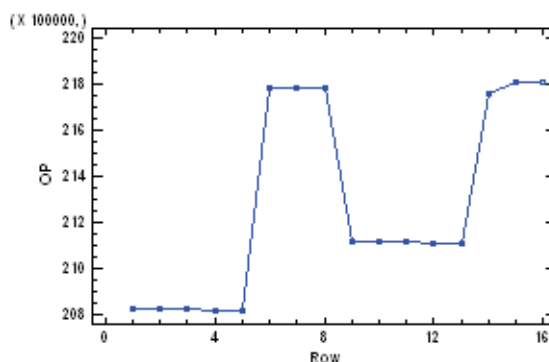
Výskumy sme uskutočnili v rokoch 1996 - 2011 využitím údajov o rozlohách jednotlivých druhov pozemkov, ktoré zverejňuje Štatistický úrad SR. Grafy a koeficienty korelácie sme spracovali v softvéri Statgraphics a tabuľky v MS Excel.

Pre k. ú. Búč je toto obdobie charakteristické miernym medziročným znižovaním výmery poľnohospodárskej pôdy, avšak vďaka vyššiemu prírastku v roku 2004 (0,13 %) a v roku 2006 (0,11 %) sa situácia stabilizovala. Došlo k nárastu v ploche poľnohospodárskej pôdy o 0,18 % i ornej pôdy o 3,13 % (Obr. 1), čo hodnotíme pozitívne oproti negatívnemu trendu úbytku týchto pôd na svetovej či celoslovenskej úrovni. Vzrástla i výmera viníc (o 0,50 %). U ostatných druhov pozemkov poľnohospodárskeho i nepoľnohospodárskeho pôdneho fondu bol zaregistrovaný pokles.

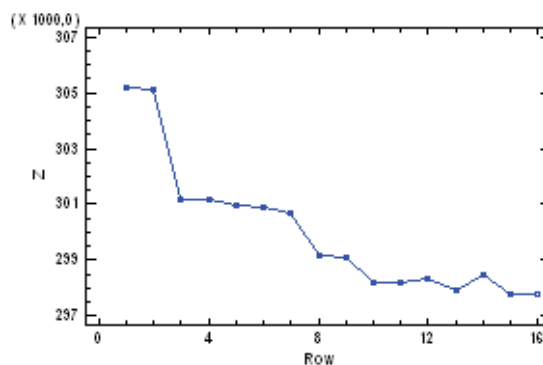
Čo sa týka kategórií poľnohospodárskych pozemkov, najvyšší počet medziročných zmien sme počas sledovaného obdobia zaznamenali v kategórii záhrada (Obr. 2), ďalej nasledovala vinica a orná pôda a najnižší počet v kategórii ovocný sad a trvalo trávne porasty (TTP).

Najnepriaznivejší vývoj vidíme u ovocných sádov, pretože v tejto kategórii počas celého sledovaného obdobia nastal iba úbytok (v roku 2001, 2004 a 2009) (Obr. 3). Ich podiel na celkovej výmere k. ú. sa znížil o 2,68 %. Môžeme konštatovať, že ide o najväčší pokles v štruktúre druhov pozemkov v rámci celkového pôdneho fondu k. ú. Búč.

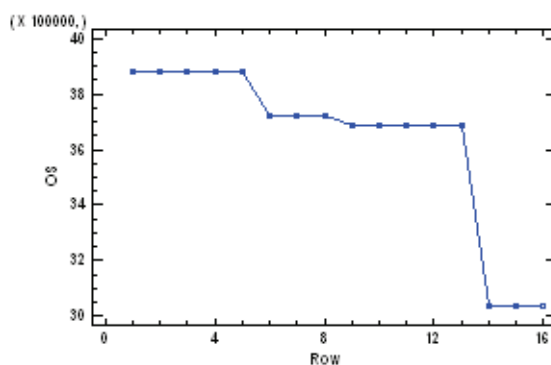
Kvôli sprehľadneniu uvedenej problematiky uvádzame sumarizáciu o podiele jednotlivých druhov pozemkov na celkovej rozlohe k. ú. Búč za roky 1996 a 2011 a údaje o percentuálnych zmenách medzi týmito rokmi v tabuľke (Tab. 1).



**Obr. 1: Výmera ornej pôdy v k. ú. Búč za obdobie 1996-2011**



**Obr. 2: Výmera záhrad v k. ú. Búč za obdobie 1996-2011**



Obr. 3: Výmera ovocných sádov v k. ú. Búč za obdobie 1996-2011

## 2.1 Ukazovatele zmeny vo využívaní krajiny

Základné využitie zeme predstavuje 10 kategórií: orná pôda, vinice, chmeľnice, záhrady, ovocné sady, trvalé trávnaté plochy (spolu tvoria kategóriu poľnohospodárskych pôd), lesné pôdy, vodné plochy, zastavané a ostatné plochy (Feranec, 2008). Pri sledovaní zmien vo využití zeme možno použiť rozličné prístupy.

Našou snahou je čo najpresnejšie zhodnotiť zásadné zmeny prebiehajúce v k. ú. Búč, preto sme sa rozhodli pracovať s tromi ukazovateľmi: index zmeny ( $IZ$ ), percentuálny prírastok (úbytok) jednotlivých kategórií využitia zeme ( $ZR_{k,(a-b)}$ ) a dominantné procesy vo využití krajiny ( $DP$ ).

*Index zmeny* sa definuje ako komplexný ukazovateľ, pomocou ktorého možno jedným číslom určiť podiel plôch, na ktorých nastala zmena v základných kategóriách medzi dvoma časovými horizontmi v rámci k. ú. (Bičík, Kupková, 2006).

Tvorí základnú informáciu o intenzite zmien, avšak je veľmi adekvátne doplniť ho aj inými ukazovateľmi pre konkrétnejšie označenie prebiehajúcich zmien vo využití zeme. Keďže tento ukazovateľ obsahuje zmeny vo všetkých kategóriách, nezrejmuje skutočný charakter zmien (vyššie hodnoty môžu byť práve tak výsledkom napr. premeny ornej pôdy na TTP vplyvom zmien v štruktúre produkcie poľnohospodárskeho družstva ako aj prírastku zastavaných plôch, ktorý je dôsledkom výstavby logistického areálu). Matematicky sa index zmeny vyjadruje nasledovne:

$$IZ_{(a-b)} = \frac{\sum_{i=1}^n |r_{ib} - r_{ia}|}{2c} \cdot 100 [\%], \quad (1)$$

kde  $IZ_{(a-b)}$  predstavuje index zmeny v období  $a$  až  $b$ ,  $n$  je počet kategórií využitia krajiny (čiže 10),  $r_{ia}$  je výmera kategórie  $i$  na začiatku sledovaného obdobia a  $r_{ib}$  na konci obdobia,  $c$  je celková výmera sledovanej územnej jednotky (Šveda, Vigašová, 2010).

$$IZ_{(1996-2011)} = 3,624 \%$$

Index zmeny, resp. podiel plôch, na ktorých nastala zmena v základných kategóriách využitia zeme (druhoch pozemkov) v rámci k. ú. Búč medzi časovým obdobím 1996 - 2011 je teda 3,624 %.

Pre výpočet ukazovateľa *percentuálny prírastok (úbytok)* jednotlivých kategórií využitia zeme sa používa tento vzťah:

$$ZR_{k,(a-b)} = \frac{\frac{r_{ib}}{c_{ib}}}{\frac{r_{ia}}{c_{ia}}} \cdot 100 [\%], \quad (2)$$

kde  $ZR_{k,(a-b)}$  je zmena (nárast alebo pokles) výmery určitej kategórie využitia zeme,  $r_{ia}$  je výmera kategórie  $i$  na začiatku sledovaného obdobia a  $r_{ib}$  na konci obdobia,  $c_{ia}$  je celková výmera sledovanej územnej jednotky na začiatku sledovaného obdobia a  $c_{ib}$  na konci obdobia (Šveda, Vigašová, 2010).

Výsledné hodnoty ukazovateľa percentuálny prírastok, resp. úbytok jednotlivých kategórií využitia zeme za  $k$ . ú. Búč možno nájsť v tabuľke (Tab. 1).

Prostredníctvom *metódy dominantných procesov* vo využití krajiny (vychádza z metódy hlavných krajinných procesov) je realizovateľné sumárne zhodnotiť zmeny v štruktúre druhov pozemkov za  $k$ . ú. jednotlivých obcí. V rámci tejto metódy je zjednodušená štruktúra druhov pozemkov na 5 hlavných kategórií: orná pôda (OP) + vinice (V) + chmeľnice + záhrady (Z) + ovocné sady (OS); trvalo trávnaté porasty (TTP); lesné plochy (LP); vodné plochy (VP); zastavané plochy (ZP) + ostatné plochy (OSP).

V takto vytvorených kategóriách sa určia kladné a záporné hodnoty zmeny výmery medzi dvoma časovými horizontmi. Pri najvyššej kladnej hodnote sa vypočíta jej podiel na celkovej hodnote kladných zmien. Podľa tohto podielu vieme určiť, či ide o silný (100-75 %), stredný (50-74,9 %) alebo slabý (25-49,9 %) proces intenzifikácie poľnohospodárstva, zatravnovania, zalesňovania, rozširovania vodných plôch alebo urbanizácie.

Táto metóda však prináša aj isté obmedzenia, kvôli práci s absolútnymi hodnotami veľkostných zmien, pretože tie zvyhodňujú kategórie druhov pozemkov s veľkými rozlohami. To znamená, že aj malá zmena v kategórii s veľkou absolútnou výmerou sa vo výsledku môže presadiť na úkor výraznej zmeny v kategórii s menšou výmerou (Šveda, Vigašová, 2010).

**Tab. 1: Percentuálny prírastok (úbytok) jednotlivých kategórií využitia zeme v  $k$ . ú. Búč**

Stav ku dňu	Kategórie využitia zeme (druhy pozemkov) - podiel na celkovej výmere $k$ . ú. (%)								
	orná pôda	vinica	záhrada	ovocný sad	TTP	lesný pozemok	vodná plocha	zastavaná plocha	ostatná plocha
31.12.1996	66,105	4,074	0,969	12,328	6,519	1,545	2,211	5,102	1,147
31.12.2011	69,233	4,570	0,945	9,649	5,777	1,445	2,211	5,030	1,140
<b>prírastok (úbytok) (2011-1996)</b>	<b>3,128</b>	<b>0,497</b>	<b>-0,024</b>	<b>-2,679</b>	<b>-0,742</b>	<b>-0,100</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,072</b>	<b>-0,007</b>

Zdroj: Vlastné výpočty (údaje zo Štatistického úradu SR)

**Tab. 2: Výpočty ukazovateľa dominantné procesy vo využití krajiny**

	OP+V+Z+OS (v m <sup>2</sup> )	TTP (v m <sup>2</sup> )	LP (v m <sup>2</sup> )	VP (v m <sup>2</sup> )	ZP+OSP (v m <sup>2</sup> )
1996	26 295 708	2 053 555	486 682	696 457	1 968 540
2011	26 585 911	1 819 880	455 094	696 457	1 943 600
<b>zmena (1996-2011)</b>	<b>290 203</b>	<b>-233 675</b>	<b>-31 588</b>	<b>0</b>	<b>-24 940</b>
DP = (290 203 / (233 675 + 31 588 + 24 940)) x 100					
DP = (290 203 / 290 203) x 100 = <b>100 %</b>					

Zdroj: Vlastné výpočty (údaje zo Štatistického úradu SR)

Najvyššia kladná zmena spomedzi 5 hlavných kategórií nastala v kategórii orná pôda + vinice + chmeľnice + záhrady + ovocné sady. Keďže podiel tejto najvyššej kladnej hodnoty v rámci zmien na celkovej hodnote kladných zmien je 100 %, to znamená, že v katastri Búč ide z hľadiska metódy dominantných procesov vo využití krajiny o silný proces intenzifikácie poľnohospodárstva (pozri Tab. 2).

## 2.2 Sledovanie korelácie medzi zmenami výmer jednotlivých druhov pozemkov

Popri jednotlivých medziročných zmenách nás zaujímala aj korelácia medzi zmenami výmer jednotlivých druhov pozemkov (Tab. 3). Kladný koeficient korelácie ukazuje na priamu závislosť medzi jednotlivými premennými, záporný na nepriamu, nulový na žiadnu závislosť. Ak koeficient korelácie  $r$  je z intervalu  $[0,5-0,7)$ , hovoríme o význačnom stupni väzby, pre  $r \in [0,7; 0,9)$  hovoríme o vysokom stupni väzby,  $r$  nad 0,9 predstavuje tesnú väzbu (Markechová-Tirpáková-Stehlíková, 2011, s. 247).

Pearsonove koeficienty korelácie (Tab. 3) v sledovanom období poukazujú na priame závislosti medzi týmito kategóriami (uvádzame len vysoký stupeň väzby): trvalo trávne porasty a záhrady, lesné pozemky a ovocné sady, ostatné plochy a trvalo trávne porasty. Znamená to, že medziročný pokles (resp. nárast) výmery trvalo trávnych porastov súčasne znamenal aj pokles (resp. nárast) výmery záhrad (rovnaký smer zmeny). Rovnaká väzba bola aj medzi lesnými pozemkami a ovocnými sadmi a aj medzi ostatnými plochami a trvalo trávny porastmi.

V sledovanom období sme zaznamenali nepriame závislosti medzi týmito kategóriami (uvádzame len vysoký stupeň väzby): ovocné sady a orná pôda, trvalo trávne porasty a orná pôda, zastavané plochy a vinice.

Nastala teda situácia, že zníženie (resp. zvýšenie) plochy ovocných sadov bolo sprevádzané zvýšením (resp. znížením) plochy ornej pôdy (opačný smer zmeny). Rovnaká väzba bola aj medzi trvalo trávny porastmi a ornou pôdou a aj medzi zastavanými plochami a vinicami.

Všetky spomínané koeficienty korelácie sú štatisticky významné ( $p$ -hodnota –  $P$ -Value menšia ako hladina významnosti (0,05) indikuje signifikantnú závislosť).

**Tab. 3: Koeficienty korelácie a  $p$ -hodnoty**

Correlations								
	OP	V	Z	OS	TTP	LP	ZPaN	OstP
OP		<b>-0,41</b>	<b>-0,49</b>	<b>-0,71</b>	<b>-0,74</b>	<b>-0,33</b>	<b>-0,15</b>	<b>-0,46</b>
		0,12	0,05	0,00	0,00	0,21	0,59	0,08
V	<b>-0,41</b>		<b>-0,30</b>	<b>-0,31</b>	<b>0,04</b>	<b>-0,57</b>	<b>-0,72</b>	<b>0,11</b>
	0,12		0,26	0,25	0,89	0,02	0,00	0,68
Z	<b>-0,49</b>	<b>-0,30</b>		<b>0,60</b>	<b>0,79</b>	<b>0,65</b>	<b>0,68</b>	<b>0,66</b>
	0,05	0,26		0,01	0,00	0,01	0,00	0,01
OS	<b>-0,71</b>	<b>-0,31</b>	<b>0,60</b>		<b>0,56</b>	<b>0,71</b>	<b>0,55</b>	<b>0,20</b>
	0,00	0,25	0,01		0,02	0,00	0,03	0,45
TTP	<b>-0,74</b>	<b>0,04</b>	<b>0,79</b>	<b>0,56</b>		<b>0,52</b>	<b>0,64</b>	<b>0,78</b>
	0,00	0,89	0,00	0,02		0,04	0,01	0,00
LP	<b>-0,33</b>	<b>-0,57</b>	<b>0,65</b>	<b>0,71</b>	<b>0,52</b>		<b>0,69</b>	<b>0,20</b>
	0,21	0,02	0,01	0,00	0,04		0,00	0,45
ZPaN	<b>-0,15</b>	<b>-0,72</b>	<b>0,68</b>	<b>0,55</b>	<b>0,64</b>	<b>0,69</b>		<b>0,42</b>
	0,59	0,00	0,00	0,03	0,01	0,00		0,11
OstP	<b>-0,46</b>	<b>0,11</b>	<b>0,66</b>	<b>0,20</b>	<b>0,78</b>	<b>0,20</b>	<b>0,42</b>	
	0,08	0,68	0,01	0,45	0,00	0,45	0,11	

correlation  
p-value

Legenda: OP = Orná pôda, V = Vinica, Z = Záhrada, OS = Ovocný sad, TTP = Trvalo trávny porast, LP = Lesný pozemok, ZPaN = Zastavaná plocha a nádvorie

### 3. Záver

Najrozsiahljším a rozhodujúcim prvkom pôdneho fondu k. ú. Búč je orná pôda (69,23 % z celkovej výmery k. ú.) a metódou dominantných procesov v krajine sme aj ukázali, že v záujmovom území prevláda intenzifikácia poľnohospodárstva, čo dokazuje i naše ďalšie zistenie, že v sledovanom období nastal prírastok len v kategóriách orná pôda (3,128 %) a vinica (0,497 %).

Najvyšší počet medziročných zmien v rámci poľnohospodárskeho pôdneho fondu nastal v kategórii záhrada (väčšinou úbytok). Situáciu v kategórii ovocné sady hodnotíme negatívne, pretože z nej počas celého sledovaného obdobia len ubúdalo.

V sledovanom období sme zaznamenali najvyšší stupeň priamej závislosti medzi kategóriami záhrady a trvalo trávne porasty, kým najvyšší stupeň nepriamej závislosti bol medzi kategóriami orná pôda a trvalo trávne porasty.

### 4. Literatúra

- [1] BIČÍK, I. - KUPKOVÁ, L. 2006. *Využití ploch v pražském městském regionu*. In Ouředníček, M. (ed.). 2006. Sociální geografie Pražského městského regionu. Praha: Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, 2006. 159 s. ISBN 8086561941.
- [2] FERANEC, J. 2008. Krajinná pokrývka a využitie krajiny Slovenska v kontexte národnej štatistiky a dát CORINE Land Cover. In *Acta Geographica Universitatis Comenianae (Bratislava)*. ISSN 0231-715X, 2008, roč. L., s. 135-144.
- [3] MARKECHOVÁ, D. - TIRPÁKOVÁ, A. - STEHLÍKOVÁ, B. 2011. *Základy štatistiky pre pedagógov*. Nitra: UKF, 2011. ISBN 978-80-8094-899-3.
- [4] ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. Regionálna databáza. Výmera územia podľa: územie, typ pôdy pre územie a rok. [online]. Dostupné na internete: <<http://px-web.statistics.sk/PXWebSlovak/>>.
- [5] ŠVEDA, M. - VIGAŠOVÁ, D. 2010. Zmeny vo využití zeme v zázemí veľkých slovenských miest. In *Geografie*. ISSN 0036-5254, 2010, roč. CXV, č. 4, s. 413-439.
- [6] VARGA, P. a kol. 2007. *Územný plán obce Búč*. 40 s. [online]. [citované 2013-02-12]. Dostupné na internete: <[http://www.obecbuc.sk/index2.php?option=com\\_docman&task=doc\\_view&gid=4&Itemid=29](http://www.obecbuc.sk/index2.php?option=com_docman&task=doc_view&gid=4&Itemid=29)>.

#### Adresy autorov:

Zuzana Zacharová, Ing.  
Katedra ekológie a environmentalistiky,  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
zuzana.zacharova@ukf.sk

Monika Krčmárová, Mgr.  
Katedra matematiky,  
FPV UKF v Nitre  
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra  
monika.galbava@ukf.sk



## Nerovnosť mzdových nákladov v krajoch Slovenska Inequality of Labour Costs in the Regions of Slovakia

Tomáš Želinský, Štefan Kováč

**Abstract:** The goal of this paper is to analyze to what extent labor costs differ across Slovak firms in the Slovak regions. The article is based on administrative financial data from individual financial statements of the Slovak firms using the double-entry bookkeeping for the periods of 2001, 2006 and 2011. The results indicate that the ratio of labor costs to value added decreased over time, while the inequalities increase. The decrease in ratio indicates improvement in the firms' technological level, which in fact, might influence employment negatively.

**Abstrakt:** Cieľom príspevku je analyzovať, do akej miery sa líšia mzdové náklady firiem v krajoch Slovenska. Príspevok vychádza z individuálnych údajov z výkazov účtovných závierok podnikateľov účtujúcich v sústave podvojného účtovníctva za obdobia 2001, 2006 a 2011. Z výsledkov vyplýva, že dochádza k poklesu pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote a zároveň k rastu nerovnosti z pohľadu uvedeného pomeru. Pokles pomeru mzdových nákladov naznačuje zvyšovanie technologickej úrovne v podnikoch, čo v konečnom dôsledku môže nepriaznivo ovplyvniť zamestnanosť.

**Key words:** Labour costs, value added, inequality, Slovakia.

**Kľúčové slová:** Mzdové náklady, pridaná hodnota, nerovnosť, Slovensko.

**JEL classification:** J31, L25

### Úvod

Pre súčasnú spoločnosť je charakteristické, že medzi jej členmi existujú značné sociálne nerovnosti, pričom najväčšia pozornosť v ekonomickom výskume je venovaná príjmovým nerovnostiam. V období niekoľkých posledných rokov bolo na Slovensku publikovaných mnoho príspevkov zaoberajúcich sa analýzou príjmových nerovností ako takých, príp. nerovnosťami v mzdách (pozri napr. [1], [2], [5], [6], [7]). Iní autori sa zaoberali príjmovými (a inými) nerovnosťami podnikateľskej a nepodnikateľskej sféry (pozri napr. [3], [4]).

Predkladaný príspevok prináša alternatívny pohľad, akýsi prechod medzi dvoma vyššie uvedenými prístupmi, a to pohľad na nerovnosť v mzdách z pohľadu mzdových nákladov firiem. Cieľom príspevku je analyzovať, do akej miery sa líšia mzdové náklady firiem v krajoch Slovenska podľa jednotlivých odvetví. Výsledky analýz uskutočnených v príspevku tak dopĺňajú existujúce poznatky o mzdových nerovnostiach na úrovni zamestnancov a poskytujú obraz o realite rozdeľovania miezd na „polo-agregovanej“ úrovni (mzdové náklady agregované na úrovni firiem).

### 1. Metodika práce

V štúdií sú použité individuálne údaje z výkazov účtovných závierok podnikateľov účtujúcich v sústave podvojného účtovníctva za účtovné obdobia 2001, 2006 a 2011.

Vzhľadom na skutočnosť, že firmy v štatistickom súbore sa značne líšia, bolo potrebné údaje o mzdových nákladoch normovať. Ako základ normovania bola použitá pridaná hodnota vyprodukovaná v príslušnej firme, tzn. na účely analýzy stratifikácie mzdových nákladov bol použitý pomerový ukazovateľ *podiel mzdových nákladov na pridanej hodnote firmy*.

*Mzdové náklady* sú definované ako súčet mzdových nákladov zamestnancov a príjmov spoločníkov a členov zo závislej činnosti.

Pridaná hodnota je definovaná ako: *obchodná marža + výroba – výrobná spotreba*, pričom:

- *obchodná marža = tržby z predaja tovaru – náklady na obstaranie predaného tovaru*,
- *výroba = tržby z predaja vlast. vyr. a sl. + zmena stavu vnútroorg. zásob + aktivácia*,
- *výrobná spotreba = spotreba materiálu, energie + služby*

Účtovne poňatú pridanú hodnotu možno považovať za ukazovateľ vypovedajúci o čistom príjme firmy z jej hlavnej činnosti. Čím je pomer mzdových nákladov na pridanej hodnote vyšší, tým je činnosť firmy náročnejšia na ľudskú prácu. A priori teda predpokladáme rozdiely v hodnotách pomerového ukazovateľa medzi odvetviami.

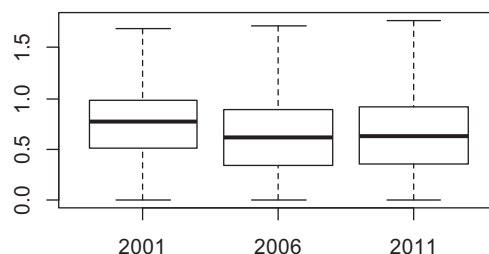
V analýze je ďalej zohľadnená veľkosť firmy, pričom kritériami veľkosti sú bilančná suma a obrat podniku (keďže nemáme k dispozícii údaje o počte zamestnancov podnikov, do úvahy berieme len dve z troch kritérií uvádzaných v odporúčaní Európskej komisie 2003/361/EC). Analýza je uskutočnená pre všetky štyri kvartily firiem podľa veľkosti.

Ak v rámci veľkostných skupín v jednotlivých odvetviach existuje vysoká nerovnosť v mzdových nákladoch medzi firmami, môže to vypovedať o rozdielnej úrovni používanej technológie, ale nepriamo aj o nerovnostiach v odmeňovaní zamestnancov.

Nerovnosť v mzdách je v príspevku analyzovaná použitím štandardnej miery nerovnosti – Giniho koeficientu v prostredí R [8] s použitím balíka „laeken“ [9].

## 2. Výsledky a diskusia

Z obrázku 1 je zrejmé, že v porovnaní s rokom 2001 došlo v rokoch 2006 a 2011 k poklesu pomeru mzdových nákladov k pridanej hodnote z úrovne cca 0,77 na úroveň cca 0,63. To znamená, že kým v roku 2001 predstavoval objem mzdových nákladov firiem približne 77 %, do roku 2011 poklesol tento objem na úroveň cca 63 %.



**Obr. 1: Rozdelenie mzdových nákladov v jednotlivých rokoch**

Zdroj: vlastné spracovanie

Takýto posun môže súvisieť s rastom technologickej úrovne podnikov, a teda v konečnom dôsledku so zníženou potrebou ľudskej práce a následnou úsporou mzdových nákladov, čo sa vo výsledkoch prejavilo poklesom hodnôt sledovaného pomeru.

Avšak pri hodnotení zmien v úrovni mzdových nákladov je potrebné zohľadňovať špecifické podmienky v jednotlivých sektoroch hospodárstva a zároveň v jednotlivých regiónoch Slovenska.

V tabuľkách 1 a 2 preto uvádzame základné popisné charakteristiky pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote v jednotlivých krajoch Slovenska podľa sektorov a zohľadňujúc veľkosť podnikov – podľa príslušnosti do jednotlivých kvartilov. Tabuľka je doplnená o odhadnutú hodnotu Giniho koeficientu s cieľom charakterizovať nerovnosť rozdelenia mzdových nákladov vo vzťahu k pridanej hodnote medzi podnikmi SR so zohľadnením ich priestorového umiestnenia, sektora a veľkosti podniku.

Hodnoty Giniho koeficientu sa pohybujú od 0,157 (1. veľkostný kvartil firiem, Bratislavský kraj, primárny sektor, rok 2006) až po hodnotu 0,965 (3. veľkostný kvartil, východné Slovensko, primárny sektor, rok 2011).

**Tab. 1: Popisné charakteristiky pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote (1. a 2. kvartil podnikov podľa veľkosti)**

	2001				2006				2011			
	P	M	sd	G	P	M	sd	G	P	M	sd	G
<b>SK</b>	1,515	0,766	12,277	0,623	1,302	0,619	15,536	0,663	1,520	0,634	20,300	0,701
P	3,613	0,955	33,713	0,760	3,221	0,833	29,032	0,798	3,165	0,648	48,075	0,842
S	1,302	0,801	8,358	0,527	1,290	0,679	22,355	0,622	1,440	0,669	15,515	0,666
T	1,405	0,729	9,618	0,618	1,247	0,593	12,687	0,664	1,509	0,624	20,283	0,706
<b>1. Q</b>												
<i>BA</i>												
P	NA	NA	NA	NA	0,933	0,933	0,415	0,157	1,659	0,310	2,378	0,654
S	1,461	0,933	1,776	0,497	1,741	0,786	3,883	0,663	5,468	0,961	20,801	0,831
T	1,249	0,828	2,659	0,516	1,938	0,731	10,507	0,724	3,911	0,898	32,873	0,819
<i>ZS</i>												
P	1,544	1,283	1,033	0,341	0,724	0,474	0,685	0,471	1,948	0,736	5,014	0,716
S	2,883	0,880	9,255	0,761	3,916	0,897	18,549	0,812	3,630	0,953	12,652	0,772
T	1,533	0,789	7,556	0,614	2,314	0,772	9,301	0,749	4,489	0,865	68,870	0,854
<i>SS</i>												
P	19,112	1,235	44,456	0,794	0,991	0,297	2,329	0,686	0,731	0,249	1,102	0,577
S	1,300	0,795	2,151	0,523	1,961	0,846	4,527	0,683	2,008	0,912	3,323	0,614
T	2,042	0,858	6,153	0,673	1,856	0,779	8,409	0,701	2,570	0,824	20,232	0,766
<i>VS</i>												
P	1,754	1,000	1,641	0,488	0,758	0,695	0,736	0,475	10,781	0,484	74,567	0,947
S	1,801	0,920	3,931	0,566	1,183	0,817	1,463	0,504	2,234	0,855	5,275	0,710
T	2,774	0,860	10,860	0,747	1,333	0,789	2,749	0,577	3,248	0,809	22,753	0,815
<b>2. Q</b>												
<i>BA</i>												
P	1,553	0,872	2,301	0,550	0,662	0,538	0,395	0,327	1,054	0,717	1,118	0,485
S	1,319	0,882	2,429	0,489	1,173	0,693	2,553	0,574	1,851	0,754	7,617	0,705
T	1,460	0,804	4,380	0,596	1,364	0,650	11,082	0,665	1,805	0,657	14,585	0,737
<i>ZS</i>												
P	1,992	0,968	3,525	0,592	1,040	0,718	1,424	0,540	1,025	0,509	2,686	0,625
S	2,506	0,853	21,465	0,740	1,530	0,759	5,667	0,644	1,843	0,718	9,035	0,713
T	1,412	0,840	3,648	0,563	1,479	0,651	17,015	0,683	1,566	0,695	8,159	0,677
<i>SS</i>												
P	4,450	0,951	12,234	0,763	2,102	0,435	10,733	0,830	1,213	0,495	3,101	0,670
S	1,102	0,885	1,049	0,363	1,605	0,725	6,210	0,672	1,898	0,667	8,743	0,729
T	1,991	0,854	14,144	0,684	1,473	0,680	9,854	0,673	1,758	0,700	13,872	0,712
<i>VS</i>												
P	3,568	1,088	7,109	0,672	0,780	0,663	0,713	0,423	0,734	0,494	1,035	0,537
S	2,217	0,934	16,206	0,652	1,445	0,808	3,901	0,594	1,863	0,749	14,380	0,711
T	1,336	0,854	2,903	0,518	1,121	0,670	3,268	0,562	1,589	0,692	12,260	0,682

**Legenda:** Q – kvartil; BA – Bratislavský kraj, ZS – západné Slovensko, SS – stredné Slovensko, VS – východné Slovensko; P – primárny sektor, S – sekundárny sektor, T – terciárny sektor

Zdroj: vlastné spracovanie

Čo sa týka vývoja hodnôt Giniho koeficientu za celú krajinu, jeho hodnoty v čase rastú, a to vo všetkých sektoroch ekonomiky. Daný vývoj svedčí o zväčšovaní rozdielov pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote, čo môže nepriamo vypovedať o zväčšovaní rozdielov v odmeňovaní zamestnancov.

Z pohľadu „malých“ firiem (teda firiem z 1. veľkostného kvartilu) z Bratislavského kraja vo všetkých sektoroch hospodárstva bolo zaznamenané zvyšovanie hodnôt Giniho koeficientu. Podobná situácia bola aj na západnom Slovensku (s výnimkou sekundárneho sektora) a tiež dochádzalo k zvyšovaniu nerovností. Na strednom Slovensku dochádzalo v primárnom sektore k znižovaniu hodnôt Giniho koeficientu a v terciárnom sektore k ich zvyšovaniu. Vývoj nerovností v 1. veľkostnom kvartile na východnom Slovensku nie je možné charakterizovať jednoznačne, nakoľko vývoj hodnôt nebol monotónny.

**Tab. 2: Popisné charakteristiky pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote (3. a 4. kvartil podnikov podľa veľkosti)**

	2001				2006				2011			
	P	M	sd	G	P	M	sd	G	P	M	sd	G
<b>3. Q</b>												
<i>BA</i>												
P	3,211	0,887	5,530	0,681	0,679	0,657	0,500	0,326	0,916	0,559	0,920	0,453
S	0,894	0,812	0,651	0,305	1,326	0,615	7,060	0,667	4,415	0,644	63,033	0,896
T	1,191	0,730	4,604	0,547	1,767	0,601	23,876	0,766	1,230	0,605	5,455	0,650
<i>ZS</i>												
P	2,282	0,886	10,612	0,683	2,083	0,635	8,328	0,750	2,479	0,598	14,526	0,820
S	1,463	0,856	8,779	0,539	0,954	0,693	3,274	0,491	1,155	0,682	3,464	0,589
T	1,236	0,756	5,021	0,542	1,031	0,596	6,697	0,597	1,151	0,593	5,925	0,627
<i>SS</i>												
P	2,789	1,610	3,656	0,523	1,326	0,603	3,497	0,670	0,937	0,360	4,318	0,704
S	1,152	0,850	3,604	0,434	0,956	0,691	2,907	0,477	0,955	0,673	1,809	0,500
T	1,333	0,740	5,834	0,587	0,944	0,605	3,107	0,557	1,809	0,626	17,455	0,748
<i>VS</i>												
P	7,970	1,870	32,962	0,790	3,091	0,644	15,647	0,824	18,203	0,621	178,154	0,965
S	1,190	0,817	2,867	0,471	1,069	0,771	3,736	0,476	1,744	0,712	13,163	0,705
T	1,545	0,753	9,738	0,627	1,655	0,633	19,187	0,728	2,173	0,619	54,777	0,791
<b>4. Q</b>												
<i>BA</i>												
P	1,437	0,774	3,523	0,548	5,814	0,871	25,498	0,857	2,576	0,756	9,225	0,751
S	0,775	0,713	0,731	0,343	0,719	0,565	1,265	0,462	0,809	0,600	1,469	0,482
T	1,613	0,583	19,920	0,746	0,727	0,513	1,962	0,517	0,937	0,578	6,304	0,587
<i>ZS</i>												
P	0,903	0,789	0,831	0,258	3,686	0,934	45,543	0,788	1,500	0,746	6,384	0,610
S	0,784	0,729	0,617	0,290	2,206	0,650	55,779	0,787	0,841	0,652	2,809	0,431
T	1,190	0,631	10,504	0,615	0,958	0,517	12,399	0,619	1,042	0,545	16,124	0,631
<i>SS</i>												
P	9,537	1,169	86,835	0,891	4,929	1,261	32,381	0,807	3,187	0,775	16,352	0,792
S	1,315	0,716	8,359	0,570	1,006	0,633	7,385	0,527	1,055	0,633	8,102	0,568
T	0,744	0,638	0,960	0,388	1,063	0,528	13,178	0,645	0,967	0,568	5,466	0,586
<i>VS</i>												
P	2,072	1,209	3,212	0,493	4,912	1,270	24,211	0,788	2,578	0,891	8,502	0,704
S	0,843	0,726	0,716	0,321	0,734	0,648	0,807	0,347	0,897	0,639	2,561	0,493
T	0,965	0,663	2,395	0,488	1,080	0,547	9,051	0,639	1,240	0,603	14,179	0,660

**Legenda:** Q – kvartil; BA – Bratislavský kraj, ZS – západné Slovensko, SS – stredné Slovensko, VS – východné Slovensko; P – primárny sektor, S – sekundárny sektor, T – terciárny sektor

Zdroj: vlastné spracovanie

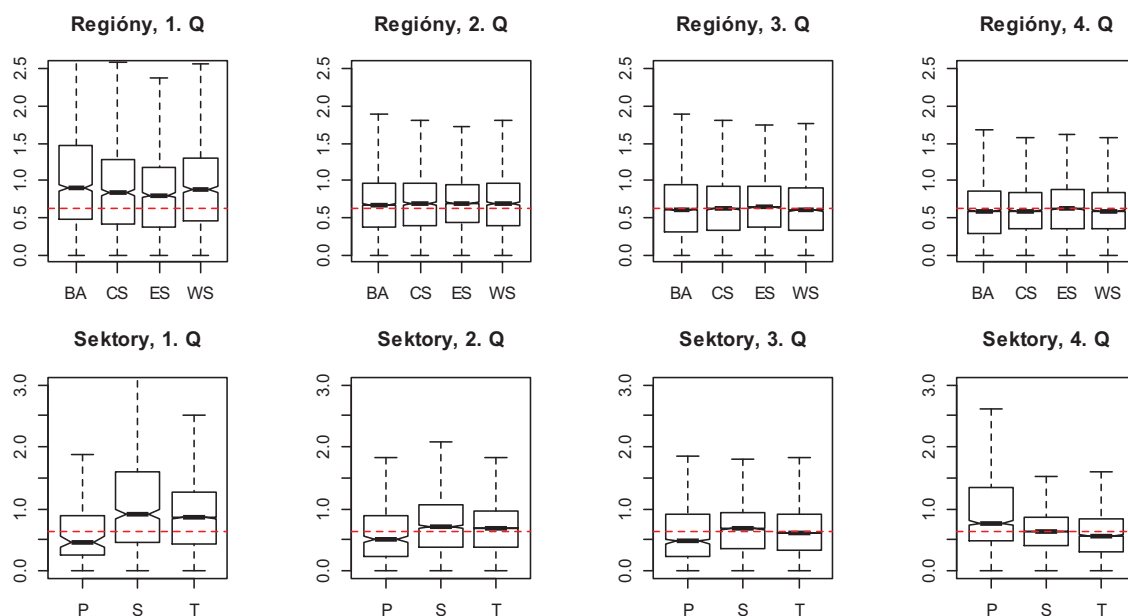
Vývoj hodnôt Giniho koeficientu v druhom veľkostnom kvartile možno tiež považovať za viac-menej nejednoznačný. Kým v Bratislavskom kraji dochádza k zvyšovaniu nerovností v pomere miezd na pridanej hodnote vo všetkých sektoroch, v prípade ostatných krajov to

neplatí. Vo viacerých krajoch bol po poklese hodnôt Giniho koeficientu v roku 2006 oproti roku 2001 zaznamenaný nárast hodnôt v roku 2011 oproti roku 2006, príp. naopak – po náraste jeho hodnôt v roku 2006 bol zaznamenaný pokles v roku 2011.

V treťom veľkostnom kvartile boli zaznamenané najnižšie hodnoty Giniho koeficientu na strednom Slovensku, pričom v čase dochádzalo k ich rastu. Vo všeobecnosti najvyššie hodnoty boli v treťom veľkostnom kvartile zaznamenané v regióne východného Slovenska. Z pohľadu sektorov boli najnižšie hodnoty Giniho koeficientu v sekundárnom sektore a naopak najvyššie v primárnom sektore.

V poslednom veľkostnom kvartile bola situácia podobná ako v prípade tretieho veľkostného kvartilu a možno tvrdiť, že v zásade dochádzalo k rastu nerovností medzi podnikmi, no neplatilo to vždy vo všetkých sektoroch a krajoch.

Pre lepšiu predstavu uvádzame boxploty rozdelení pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote podľa krajov, sektorov a veľkostných skupín za posledný dostupný rok 2011 (obr. 2). Uvedené boxploty umožňujú porovnať variabilitu v rámci sledovaných podmnožín údajovej základne, ako aj vývoj polohy a variability súboru.



**Vysvetlivky:** BA / CS / ES / WS – Bratislavský kraj / stredné Slovensko / východné Slovensko / západné Slovensko; P / S / T – primárny / sekundárny / terciárny sektor

**Obr. 2: Rozdelenie mzdových nákladov v roku 2011**

Zdroj: vlastné spracovanie

### 3. Záver

Cieľom príspevku bolo poukázať na nerovnosť v mzdových nákladoch medzi slovenskými firmami. Z výsledkov vyplýva, že v čase dochádzalo k poklesu pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote a zároveň dochádzalo k rastu nerovnosti z pohľadu uvedeného pomeru.

Výsledky teda nepriamo naznačujú, že v slovenských podnikoch dochádzalo v sledovanom období k zvyšovaniu technologickej úrovne výroby a k znižovaniu potreby počtu pracovníkov. Avšak z pohľadu pomeru mzdových nákladov na pridanej hodnote existujú medzi podnikmi významné rozdiely a vysoký stupeň nerovnosti. Existujú takisto významné rozdiely v stupni nerovnosti medzi regiónmi a sektormi a v čase dochádzalo k zmene tejto variability.

V analýzach bola zohľadnená aj veľkosť firiem. Z výsledkov vyplynulo, že v rámci veľkostných skupín existujú rozdiely vo variabilite, a teda aj v nerovnosti sledovaného ukazovateľa.

Na jednej strane možno zvyšovanie technologickej úrovne produkcie považovať za pozitívne, no na druhej strane to spôsobuje pokles požiadaviek na počet zamestnancov. Z dlhodobého pohľadu to môže spôsobovať problémy na trhu práce a v konečnom dôsledku zvyšovať mieru nezamestnanosti a znižovanie celkovej sociálno-ekonomickej situácie v krajine.

#### 4. PodĎakovanie

Príspevok bol napísaný s podporou Vedeckej grantovej agentúry MŠ SR a SAV v rámci riešenia vedecko-výskumného projektu *VEGA 1/0127/11 Priestorová distribúcia chudoby v EÚ* a s podporou *Stipendia Husovy nadace a Nadácie UPJŠ*.

#### 5. Literatúra

- [1] LABUDOVA, V. 2010. Miery príjmovej nerovnosti. In: *Forum Statisticum Slovacum*. Roč. 6, č. 5, s. 127-131.
- [2] LABUDOVA, V. 2012. Miery príjmovej nerovnosti. In: Pauhofová, I., Želinský, T. (eds.): *Nerovnosť a chudoba v Európskej únii a na Slovensku*. Košice: TU Košice, s. 107-112.
- [3] LANGHAMROVÁ, J. – ŠIMPACH, O. 2012. Príjmové nerovnosti podnikateľské a nepodnikateľské sféry v Českej republike. In: Pauhofová, I., Želinský, T. (eds.): *Nerovnosť a chudoba v Európskej únii a na Slovensku*. Košice: TU Košice, s. 113-122.
- [4] LÖSTER, T. 2012. Nerovnosť medzi regióny Českej republiky u podnikateľskej sféry z hľadiska trhu práce. In: Pauhofová, I., Želinský, T. (eds.): *Nerovnosť a chudoba v Európskej únii a na Slovensku*. Košice: TU Košice, s. 123-130.
- [5] PAUHOFOVÁ, I. 2010. Regionálna príjmová stratifikácia populácie Slovenska. In: Pauhofová, I., Hudec, O., Želinský, T. (eds.): *Sociálny kapitál, ľudský kapitál a chudoba v regiónoch Slovenska*. Košice: TU Košice. s. 22-30.
- [6] ŠIPKOVÁ, L. 2004. Prehľad teoretických východísk merania príjmovej nerovnosti. In: *Slovenská štatistika a demografia*. Roč. 14, č. 3, s. 36-49.
- [7] ŽELINSKÝ, T. 2010. Nerovnosť rozdeľovania príjmov v krajoch Slovenskej republiky. In: *Slovenská štatistika a demografia*. Roč. 20, č. 1, s. 49-60.
- [8] R CORE TEAM. 2012. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- [9] Alfons, A., Holzer, J., Templ, M. 2012. *laeken: Estimation of indicators on social exclusion and poverty*. R package version 0.3.3. URL <http://CRAN.R-project.org/package=laeken>.

#### Adresa autorov:

Tomáš Želinský, Ing. PhD.  
Ekonomická fakulta, TU Košice  
Němcovej 32, 040 01 Košice  
tomas.zelinsky@tuke.sk

Štefan Kováč, Bc.  
Ekonomická fakulta, TU Košice  
Němcovej 32, 040 01 Košice  
kovac.stevo@gmail.com



Zo života SŠDS

From live of SSDS

**Slávnostná konferencia k 45. výročiu Slovenskej štatistickej  
a demografickej spoločnosti**  
**Celebratory conference to 45th anniversary of Slovak Statistical  
and Demographical Society**

Peter Mach



*Otvorenie konferencie - zľava podpredseda SŠDS RNDr. Peter Mach, predsedníčka Českej štatistickej spoločnosti prof. Ing. Hana Řezanková, CSc. a predseda SŠDS Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.*

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) 28. marca 2013 oslávila 45. výročie svojho vzniku. Pri tejto príležitosti sa konala 20. marca 2013 v Sládkovičove Slávnostná konferencia. Konferencia sa konala pod záštitou predsedníčky Štatistického úradu SR (ŠÚ SR) PhDr. Ľudmily Benkovičovej, CSc. Konferenciu z poverenia Výboru SŠDS zorganizoval Organizačný a programový výbor v zložení: Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – predseda, RNDr. Ján Luha, CSc. – tajomník, RNDr. Peter Mach, Ing. Silvia Szabová a PhDr. Ľudmila Ivančíková.

Konferencia bola tiež jednou z akcií SŠDS v rámci Medzinárodného roku štatistiky 2013, ktorého zámery stručne pripomenul podpredseda SŠDS pre medzinárodné styky RNDr. Peter Mach. Podrobnejšie informácie o Medzinárodnom roku štatistiky 2013 nájdete na internetovej stránke [www.statistics2013.org](http://www.statistics2013.org).

Konferenciu otvoril predseda SŠDS Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., rokovanie konferencie viedol podpredseda SŠDS pre medzinárodné styky RNDr. Peter Mach. Na konferencii sa ako hostia zúčastnili predsedníčka ŠÚ SR PhDr. Ľudmila Benkovičová, CSc., predsedníčka Českej štatistickej spoločnosti prof. Ing. Hana Řezanková, CSc., ako aj predstavitelia českej demografickej komunity.

Úvodné vystúpenie konferencie na tému Integračné procesy v slovenskej štatistike predniesla predsedníčka ŠÚ SR PhDr. Ľudmila Benkovičová, CSc. Na začiatku svojho vystúpenia zablahožerala spoločnosti k významnému výročiu a ocenila spoluprácu ŠÚ SR a SŠDS.

V rámci predpoludňajšieho programu prezentovala riaditeľka pracoviska ŠÚ SR v Bratislave Ing. Silvia Szabová príspevok na tému Zaujímavosti vývoja krajov v rokoch 2001 - 2010, ktorý pripravila spolu s Ing. Miroslavom Hlavenkom. Predseda SŠDS Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., priblížil vo svojom vystúpení, ktoré pripravil spolu s vedeckým tajomníkom spoločnosti RNDr. Jánom Luhom, CSc., 45 rokov SŠDS. Podrobnejšie informácie o činnosti SŠDS nájdete na internetovej stránke [www.ssds.sk](http://www.ssds.sk). Príspevok Štatistika a demografia očami mladej generácie predniesol Mgr. Lukáš Pastorek, ktorý ho pripravil spolu s Ing. Tomášom Želinským, PhD. Záverečným predpoludňajším príspevkom bolo vystúpenie podpredseda SŠDS pre štatistické riadenie kvality Dr.h.c. prof. RNDr. Michala Tkáča, CSc. na tému Štatistika a kvalita.

Prvou prednášateľkou popoludňajšieho programu bola vedúca Katedry štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave Doc. Ing. Eva Sodomová, PhD., ktorá informovala o výuke štatistiky na EÚ v Bratislave. Podpredseda SŠDS pre aplikovanú štatistiku Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD. sa vo svojom príspevku venoval Korektnosti aplikovania štatistických metód pri finančných analýzach podniku. Predseda SŠDS Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. prezentoval vo svojom príspevku Makroekonomický vývoj SR v grafoch. Poslednou prednášajúcou popoludňajšieho programu bola predsedníčka Českej štatistickej spoločnosti prof. Ing. Hana Řezanková, CSc., ktorá informovala o aktivitách Českej štatistickej spoločnosti na medzinárodnej úrovni.

Záverečným bodom rokovania slávnostnej konferencie bolo odovzdanie Pamätných listov SŠDS k 45. výročiu založenia spoločnosti. Pamätné listy funkcionárom, aktívnym členom spoločnosti a významným spolupracovníkom spoločnosti odovzdali predseda SŠDS Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. a podpredsedovia SŠDS Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD. a RNDr. Peter Mach.

SŠDS vydala ako svoju publikáciu zborník 45 rokov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (ISBN 978-80-88946-61-8). Editormi zborníka boli Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. a RNDr. Ján Luha, CSc., recenzentmi: Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc. a RNDr. Peter Mach. Zborník obsahuje príspevky prednesené na slávnostnej konferencii.

Slávnostná konferencia pokračovala podvečer spoločne so 14. Slovenskou demografickou konferenciou. Rokovanie Slovenskej demografickej konferencie, ktorej hlavnou témou boli Výzvy pre slovenskú demografiu v 21. storočí, otvoril podpredseda SŠDS pre demografiu Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD. V úvodnej

časti konferencie odzneli prednášky Výzvy, problémy a budúcnosť demografickej štatistiky (generálna riaditeľka sekcie sociálnej štatistiky a demografie ŠÚ SR Ľudmila Ivančíková), Príprava vysokoškolsky vzdelaných demografov (prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc. z Katedry humánnej geografie a demografie Prírodovedeckej fakulty UK) a Demografický výskum v rezorte štatistiky (vedúci Výskumného demografického centra Infostatu Ing. Boris Vaňo). V ďalšom bloku rokovanie konferencie pozdravili zástupcovia demografických katedrií z Českej republiky (doc. Ing. Jitka Langhamrová, CSc., vedúca Katedry demografie Fakulty informatiky a štatistiky na VŠE Praha a RNDr. Tomáš Kučera, CSc. z Katedry demografie a geodemografie Prírodovedeckej fakulty KU Praha). Program uzatvorila panelová diskusia o sčítaní obyvateľov, domov a bytov 2011 a 2021, ktorú moderoval Ing. Marián Horecký.



*Pohľad na účastníkov konferencie*

**Adresa autora**

Peter Mach

podpredseda SŠDS pre medzinárodné styky

*[petermach1951@yahoo.com](mailto:petermach1951@yahoo.com)*



## **14. Slovenská demografická konferencia** **14. Slovak Demographical Conference**

Branislav Bleha

14. Slovenská demografická konferencia sa konala 20. – 21. marca 2013 v Sládkovičove. Prvý deň bolo rokovanie spoločné so Slávnostnou konferenciou k 45. výročiu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS) a jeho priebeh je popísaný v príspevku P. Macha.

21. marca 2013 konferencia pokračovala celodenným rokovaním a vystúpeniami účastníkov s príspevkami. Tematicky boli príspevky ladené v súlade s ústrednou témou konferencie – Výzvy pre slovenskú demografiu v 21. storočí, sústreďovali sa teda najmä na výskumné, edukačné či organizačné výzvy, ale aj nové metodologické prístupy v demografii. Príspevky (ktorých kompletný zoznam uvádzam ako prílohu tohto príspevku) boli rôznorodé, avšak dali sa zoskupiť do relatívne rovnorodých nižšie uvedených blokov.

V úvodnom bloku boli predstavené nové metodologické prístupy k analýzam reprodukcie a rodinného správania, ktoré využívali jednak „tvrdé“ metódy demografickej analýzy vyvíjané v posledných dvoch dekádach, ale aj dáta kvalitatívnej povahy. Ukazuje sa, že na mape výskumu reprodukcie je ešte stále viacero bielych miest, ktoré je nevyhnutné vyplniť.

V prvom poobednom bloku zazneli edukačné výzvy spojené s demografiou a výzvy demografie ako vednej disciplíny a jej dosahy na spoločnosť. V posledných dvoch poobedných blokoch príspevky poukázali na široké sociálne a ekonomické dopady demografického vývoja. Boli predstavené niektoré nové prístupy k meraniu demografického starnutia, sociálne a zdravotné aspekty starnutia a života seniorov, chudoby a sociálneho vylúčenia.

Rokovanie v tematických blokoch jasne ukázali, že slovenský demografický výskum sa posúva správnym smerom, napreduje, kvalita a počet výskumných štúdií narastá. Napriek tomu sú stále viditeľné viaceré rezervy, ktoré je nevyhnutné v najbližšom období riešiť, napríklad na poli užšej medzinárodnej spolupráce (vrátane kooperácie s výskumníkmi z Českej republiky). Viaceré progresívne tematické oblasti výskumu, ktoré sú rozvíjané v európskej a svetovej demografii, čakajú na Slovensku takpovediac na svoje „objavenie“, a predstavujú kľúčovú výskumnú výzvu.

V diskusiách panovala účastníkov všeobecná zhoda, že príprava cenzu 2021 si vyžaduje pozornosť už v najbližšom období vzhľadom na rozsah, závažnosť a význam takej udalosti, akou sčítanie bezpochyby je. Rokovanie 14. demografickej konferencie bolo ukončené prijatím jej záverov.

Konferenciu pripravil Organizačný a programový výbor v zložení Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD. - predseda, doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Peter Mach, Ing. Boris Vaňo a Mgr. Ivica Paulovičová – tajomník. Najbližšia konferencia sa uskutoční v roku 2015.

**Zoznam príspevkov prednesených na 14. Slovenskej demografickej konferencii*****Nové poznatky a metódy výskumu reprodukčného správania a rodiny***

Reprodukčné konzekvencie „oddaniu“ sa materstvu (*I. Lukšík*)

Aká je intenzita plodnosti na Slovensku? Alternatívne indikátory plodnosti žien (*M. Potančoková*)

Výskum ISSP Rodina 2012 – poznámky k prvým predbežným výsledkom  
(*R. Hofreiter, I. Chorvát, A. Kaščáková, G. Nedelová*)

Viacrozmerná analýza demografických ukazovateľov krajín EÚ a Chorvátska  
(*S. Megyesiová, V. Lieskovská, C. Zavadský*)

Matematické modely špecifických mier plodnosti (*K. Pastor*)

Zmeny v charaktere reprodukčného správania na Slovensku a ich dopady na spoločnosť  
(*B. Šprocha, D. Jurčová, V. Pilinská, J. Mészáros, B. Vaňo*)

Plánovaný počet detí vysokoškolských študentov a diferenciačné faktory reprodukčného správania  
(*M. Katuša*)

Odkladanie a rekuperácia generačnej plodnosti žien na Slovensku (*B. Šprocha*)

***Vybrané výzvy súčasného demografického vývoja (Z. Podmanická)***

Zamyslenie sa nad dvoma výzvami (*J. Chajdiak*)

Komponentní metoda s předpokládaným vývojem úmrtnosti, plodnosti a s alternativním odhadem neznámé migrace ve výuce demografických projekcí (*O. Šimpach, P. Dotlačilová*)

Vyučovanie demografie na Ekonomickej fakulte UMB (*A. Kaščáková*)

Mobilita študentov a internacionalizácia vysokého školstva (*M. Katerinková*)

***Starnutie populácie a sociálno-ekonomické problémy***

Charakteristiky ekonomického zatížení a potenciální demografie  
(*T. Fiala, J. Langhamrová, T. Löster*)

Index závislosti starého obyvateľstva so zdravotným obmedzením v Európe  
(*M. Káčerová, J. Ondačková*)

Starnutie neznamena rezignáciu na život (*Z. Štukovská, I. Juhaščíková, P. Škápik*)  
Vývoj samovrážd v rokoch 2002 – 2012 (*M. Prochádzková*)



ESSPROS – regionálne ukazovatele v účeloch sociálne vylúčenie a staroba (A. Petrášová)

**Životná úroveň a chudoba obyvateľov a domácností**

Nerovnosť mzdových nákladov v krajoch Slovenska (T. Želinský, Š. Kováč)

Vplyv veľkosti domácností na jej príjmy a výdavky (H. Súkeníková)

Veková štruktúra v štatistickom zisťovaní o využívaní informačných a komunikačných technológií v domácnostiach a u jednotlivcov (V. Želonková)

Chudoba alebo sociálne vylúčenie v EÚ (R. Vlačuha)

**Adresa autora**

Branislav Bleha, Doc., RNDr., PhD.  
podpredseda SŠDS pre demografiu  
bleha@fns.uniba.sk

## OBSAH CONTENTS

	Foreword Predhovor	1 2
Mirko Navara	The role of statistics - present and future Úloha štatistiky - prítomnosť a budúcnosť	3
Daniel Böhmer, Ján Luha, Tatiana Braxatorisová, Jana Malová	Mother's age and morphology embryo/fetus in the Database Abortus Vek matky a morfológie embrya/plodu v databáze Abortus	10
Jaroslav Broďáni	The limits of athletic performance from statistics look Hranice atletickej výkonnosti pohľadom štatistiky	19
Anna Dobešová, Tomáš Vaněk, David Hampel	Influence of the financial crisis on the Slovak monetary policy effectiveness Vliv finanční krize na účinnost monetární politiky Slovenska	26
Radomíra Gregáňová, Eva Matejková	Diagnostic pedagogical competence of teachers from the viewpoint of students Diagnostická pedagogická kompetencia učiteľov z pohľadu študentov	32
Jozef Chajdiak	Specification of industrial sectors with the highest growth potential Špecifikácia priemyselných odvetví s najvyšším rastovým potenciálom	37
Zita Jenisová, Beáta Brestenská	EPPL form and its implementation in educational proces EPPL forma a jej implementácia vo vyučovacom procese	43
Peter Kuna, Jaroslav Reichel	Analysis of students behaviour in virtual environment of Discrete Mathematics course Analýza správania sa študentov vo virtuálnom prostredí kurzu Diskrétna matematika	48
Michal Levický, Edita Szabová	Cost Dimension of Sugar Consumption in Bee Colonies Breeding in Slovakia Nákladová dimenzia spotreby cukru v chove včelstiev na Slovensku	54
Ján Luha, Peter Berlanský	The potential of the growht of ability swimming water polo players depending on the length of the active activities Potenciál rozvoja plaveckých schopností vodných pólistov v závislosti od dĺžky aktívnej činnosti	59
Ján Luha, Lenka Berová, Martina Žáková	Public opinion on migrants and their integration in SR, V. how citizens perceive immigrants Názory verejnosti na migrantov a ich integráciu v SR, V. ako vnímajú občania imigrantov	69
Alexandra Petrášová	ESSPROS – regional indicators in functions social exclusion and old-age ESSPROS – regionálne ukazovatele v účeloch sociálne vylúčenie a staroba	76
Miroslav Poláček, Anna Tirpáková, Dagmar Markechová	Rating of social and communication skills of managers in selected enterprises of agro-food sector in the Slovak Republic Hodnotenie sociálno-komunikačných zručností manažérov vo vybraných podnikoch agropotravinárskeho sektora v Slovenskej republike	82

Zuzana Pucherová, Anna Tirpáková, Dagmar Markechová, Zdenka Rózová	Use of statistical methods in the evaluation of CO and SO <sub>2</sub> in the air quality monitoring Využitie štatistických metód pri hodnotení CO a SO <sub>2</sub> v rámci monitoringu kvality ovzdušia	89
Lucia Rumanová, Dušan Vallo	Strategies of problem solving as a tool for getting results in mathematics Stratégie riešenia úlohy ako nástroj získania výsledkov v matematike	98
Ľubomír Rybanský, Mária Kóšová	Measurement of change in the level of mathematical competence of pupils over time Meranie zmeny úrovne matematických kompetencií žiakov v priebehu času	104
Monika Strelková, Soňa Keresztesová, Zdenka Rózová, Dagmar Markechová, Anna Tirpáková	Evaluation of surface temperatures in the summer of 2012 in selected locations in the city of Nitra Vyhodnotenie teplôt povrchu v letnom období roku 2012 na vybraných lokalitách mesta Nitra	110
Martin Svoboda, Jaroslav Marek	Estimators of Angles Pitch, Yaw, Roll for Calibration of G-sensor Odhad úhlů pitch, yaw, roll pro kalibraci akcelerometru	117
Edita Szabová, Michal Hudec	Nonparametric tests and their application in pedological research Neparametrické testy a ich aplikácia v pedologickom výskume	123
Edita Szabová, Peter Szabo	Using Statistical Methods in Projects of Marketing Communication Students Použitie štatistických metód v projektoch študentov marketingovej komunikácie a reklamy	129
Alena Tartaľová	Analysis of the financial situation of households in terms of different definitions of income Analýza finančnej situácie domácností z pohľadu rôznej definície príjmu	135
Viera Vanková, Peter Petluš, Dagmar Markechová, Anna Tirpáková	The use of statistical methods for the analysis of selected characteristics of surface water Využitie štatistických metód pri analýze vybraných vlastností povrchovej vody	141
Marta Vrábelová, Janka Schlarmanová, Eva Uhrinová	Application of Correspondence Analysis in Zoology Aplikácia korešpondenčnej analýzy v zoológii	149
Zuzana Zacharová, Monika Krčmárová	Changes in the structure of land types of the land resources of cadastre Búč Zmeny v štruktúre druhov pozemkov pôdneho fondu katastra Búč	155
Tomáš Želinský, Štefan Kováč	Inequality of Labour Costs in the Regions of Slovakia Nerovnosť mzdových nákladov v krajoch Slovenska	161

	Zo života SŠDS From live of SSDS	167
Peter Mach	Slávnostná konferencia k 45. výročiu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti Celebratory conference to 45th anniversary of Slovak Statistical and Demographical Society	168
Branislav Bleha	14. Slovenská demografická konferencia 14. Slovak Demographical Conference	171
	OBSAH CONTENTS	174

## **Pokyny pre autorov**

Jednotlivé čísla vedeckého recenzovaného časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Akceptujeme príspevky v slovenčine, češtine, angličtine, nemčine, ruštine a výnimočne po schválení redakčnou radou aj inom jazyku. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko\_nazovakcie.doc resp. docx**

**Forma:** Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia, písmo Times New Roman CE 12, riadkovanie jednoduché (1), formát strany A4, všetky okraje 2,5 cm, strany nečíslovať. Tabuľky a grafy v čierno-bielom prevedení zaradiť priamo do textu článku a označiť podľa šablóny. Bibliografické odkazy uvádzať v súlade s normou STN ISO 690 a v súlade s medzinárodnými štandardami. Citácie s poradovým číslom z bibliografického zoznamu uvádzať priamo v texte.

**Rozsah:** Maximálny rozsah príspevku je 6 strán.

**Príspevky sú recenzované.** Redakčná rada zabezpečí posúdenie príspevku oponentom.

**Príspevky nie sú honorované, poplatok za uverejnenie akceptovaného príspevku je minimálne 30 €. Za každú stranu navyše je poplatok 5 €.**

**Štruktúra príspevku:** (Pri písaní príspevku využite elektronickú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti *Vedecký časopis, Pokyny pre autorov.*). **Časti v angličtine sú povinné!**

**Názov príspevku v slovenskom jazyku** (štýl **Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať**)

**Názov príspevku v anglickom jazyku** (štýl **Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať**)

*Vynechať riadok*

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovať)

*Vynechať riadok*

**Abstrakt:** Text abstraktu v slovenskom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

**Abstract:** Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

**Kľúčové slová:** Kľúčové slová v slovenskom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

**Key words:** Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

**JEL classification:** Uviesť kódy klasifikácie podľa pokynov v:

<[http://www.aeaweb.org/journal/jel\\_class\\_system.php](http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php)>

*Vynechať riadok a nastaviť si medzery odseku pre nadpisy takto: medzera pred 12 pt a po 3 pt. Nasleduje vlastný text príspevku v členení:*

- 1. Úvod** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*.)
- 2. Názov časti 1** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)
- 3. Názov časti 1. . .**
- 4. Záver** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)

Vlastný text jednotlivých častí je písaný štýlom Normal: písmo Time New Roman 12, prvý riadok odseku je odsadený vždy na 1 cm, odsek je zarovnaný s pevným okrajom. Riadky medzi časťami a odsekmi nevynechávajú. Nastavte si medzi odsekmi medzeru pred 0 pt a po 3 pt.

- 5. Literatúra** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)

[1] Písať podľa normy STN ISO 690

[2] GRANGER, C.W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regression in Econometrics. In: Journal of Econometrics, č. 2, 1974, s. 111 – 120.

**Adresa autora (-ov): Uved'te svoju pracovnú adresu!!!** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, adresy vpísať do tabuľky bez orámovania s potrebným počtom stĺpcov a s 1 riadkom*):

Meno1 Priezvisko1, tituly1 (študenti ročník)

Pracovisko1 (študenti škola1)

Ulica1, 970 00 Mesto1

meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2 (študenti ročník)

Pracovisko2 (študenti škola2)

Ulica2, 970 00 Mesto2

meno2.priezvisko2@mail.sk

# FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký recenzovaný časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

## *Vydavateľ:*

Slovenská štatistická a demografická  
spoločnosť  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika

## *Redakcia:*

Miletičova 3  
824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika

*Fax:* 02/39004009

## *e-mail:*

chajdiak@statis.biz  
jan.luha@fmed.uniba.sk

*Dátum vydania:* apríl 2013

## *Registráciu vykonalo:*

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

*Dátum registrácie:* 22. 7. 2005

*Evidenčné číslo:* EV 3287/09

*Tematická skupina:* B1

## *Periodicita vydávania:*

minimálne 2 krát ročne

## *Objednávky:*

Slovenská štatistická a demografická  
spoločnosť  
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika

*IČO:* 178764

*DIČ:* 2021504276

*Číslo účtu:* 0011469672/0900

*ISSN* 1336-7420

## *Redakčná rada:*

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *vedecký tajomník*

## *členovia:*

Prof. RNDr. Jaromír Antoch, CSc.  
Ing. František Bernadič  
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.  
Ing. Mikuláš Cár, CSc.  
Ing. Ján Cuper  
Prof. RNDr. Gejza Dohnal, CSc.  
Ing. Anna Janusová  
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.  
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.  
RNDr. Samuel Koróny, PhD.  
Doc. Dr. Jana Kubanová, CSc.  
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.  
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.  
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.  
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.  
Mgr. Michaela Potančoková, PhD.  
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.  
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.  
Ing. Marek Radvanský, PhD.  
Prof. Ing. Hana Řezanková, CSc.  
Doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD.  
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.  
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.  
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.  
Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD.  
Ing. Boris Vaňo  
Doc. Ing. Mária Vojtková, PhD.  
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

*Ročník:* IX.

*Číslo:* 3/2013

*Cena výtlačku:* 30 EUR

*Ročné predplatné:* 120 EUR