

TECHNICKÁ UNIVERZITA V LIBERCI

FAKULTA TEXTILNÍ



Vladimír Bajzík

Hodnocení omaku textilií

AUTOREFERÁT DISERTAČNÍ PRÁCE

Název disertační práce: **HODNOCENÍ OMAKU TEXTILIÍ**

Autor: **Vladimír Bajzík**

Obor doktorského studia: textilní materiálové inženýrství

Forma studia: kombinované

Školící pracoviště: Katedra textilních materiálů

Školitel: prof. Ing. Jiří Militký, CSc.

Školitel specialista:

Liberec květen 2009

1. Předmět a cíl práce

Výroba tkanin je známa hodnověrně více než 6 000 let. Stáří délkových textilií je doloženo na více než 13 000 let. Existují však otisky, které jsou považovány za otisky textilií [63]. Pokud by tyto nálezy byly vědeckou obcí uznány, byla by tak znalost výroby tkanin posunuta přibližně o dalších 14 000 let zpět, do doby před přibližně 27 000 lety. Za tuto dobu se již podařilo nalézt optimální podmínky jejich přípravy. Až v poslední době se však zkoumají mechanismy, kterými se řídí psychofyzikální projevy textilií vedoucí k příjemným pocitům při jejich použití.

Účelem předložené práce je navrhnout metodiku subjektivního hodnocení omaku a nalézt vhodný model pro predikci subjektivního omaku na základě běžně měřitelných vlastností textilií. Celá analýza je zaměřena na oblast vlnašských tkanin pro svrchní ošacení. Vlastní metodika predikce subjektivního omaku je použitelná obecně, ale konkrétní hodnoty platí jen pro danou třídu materiálu. Pro dosažení účelu disertační práce bylo nutno danou problematiku rozdělit do několika částí. Na základě analýzy dosavadních způsobů predikce omaku byly formulovány následující cíle:

- 1) Navrhnout a ověřit zpřesněnou predikční rovnici, která na základě vlastností získaných ze systému KES, umožňuje odhad subjektivního omaku.
- 2) Navrhnout postup, který umožňuje objektivní predikci omaku na základě takových vlastností, které mohou být získány z měření na přístrojích dostupných ve standardních textilních laboratořích.

Pro splnění cíle 2) bylo zapotřebí navrhnout vlastnosti, které souvisejí s omakem a jejichž měření je dostupné. Postup pro objektivní predikci omaku byl nazván BM.

Aby vytvoření modelu pro objektivní predikci omaku mělo smysl, je nezbytné zjistit, je-li subjektivní hodnocení omaku reprodukovatelné, nebo je-li hodnocení náhodné. Proto byl pro subjektivní hodnocení omaku stanoven následující cíl:

- 3) Ověřit stabilitu subjektivního hodnocení omaku.

Tento cíl byl dále rozčleněn do dvou částí:

- 3a) nalezení vztahů mezi jednotlivými primárními složkami navzájem a jejich souvislosti s celkovým omakem
- 3b) ověření opakovatelnosti a reprodukovatelnosti

2. Přehled současného stavu problematiky

2.1. Subjektivní hodnocení omaku

Termín “omak” byl poprvé definován pracovníky Textilního Institutu v 6. vydání “Textile Terms and Definitions” v roce 1970 jako subjektivní určení textilního materiálu na základě pocitu při dotyku [50], což znamená, že se jedná o psychofyzikální veličinu. Vedle konstrukce textilie, úpravy, vzhledu atd. rozhoduje o tom, zda bude textilie vnímána jako např. “příjemná na omak”, také momentální duševní rozpoložení hodnotitele, jeho zkušenosti, citlivost kontaktního místa (při hodnocení nejčastěji prstů a dlaní), čili textilie bude hodnocena každým hodnotitelem odlišně na základě jeho subjektivních pocitů.

Omak, jak ho subjektivně hodnotí uživatelé, souvisí zejména s povrchovými, mechanickými a tepelnými vlastnostmi tkanin. Subjektivní hodnocení omaku je bez zajištění podmínek vedoucích k určitému stupni reprodukovatelnosti (objektivity) zatíženo velkými nepřesnostmi.

První pokusy o hodnocení omaku tkanin byly provedeny již v roce 1926 [29]. V roce 1930 Peirce učinil první pokus o vyjádření omaku pomocí mechanicko-fyzikálních vlastností

textilií [11]. Tím stanovil, že omak lze považovat za měřitelnou kvantitu. Od té doby byla publikována řada prací věnovaná predikci omaku, resp. hledání vztahů mezi fyzikálně-mechanickými vlastnostmi textilií a jejich subjektivním omakem.

Ve studii [14] bylo prokázáno, že experti nezávisle na sobě klasifikují nejdříve primární složky omaku, a pak teprve sestavují výsledný verdikt o omaku. S pojmem omak jsou spojeny přímo či nepřímo takové přívlastky jako bavlněný, bohatý, drátěný, drsný, hadrovitý, hebký, hedvábný, hladký, hrubý, hustý, chudý, kompaktní, koudelový, křehký, měkký, mrtvý, mýdlový, načechraný, neprodyšný, objemný, ostrý, papírový, pevný, pískovitý, plný, poddajný, prázdný, prkenný, pružný, příjemný, slaměný, suchý, šustivý, teplý, tuhý, tvrdý, uzavřený, vláčný, vlněný, voskový, vrzavý, zrnitý [14, 46] apod., které jsou schopny vyvolat podobné asociace subjektů. Kim [31] shromáždil 144 takových výrazů, které blíže specifikují pojem omak. Obdobné množství výrazů – 136 našli ve své studii i Philippe a kol. [80]. Tyto výrazy vyjadřují komplexní smyslové vjemy a tvoří primární složky omaku. K lepšímu vyjádření sensorického chápání primárních složek omaku navrhl Brand [13] použít tzv. "polární páry" (např. drsný - hladký). Podmínkou je, aby definice vlastností charakterizující polární pár byla jednoduše interpretovatelná a pokud možno odpovídala elementárnímu procesu smyslového vnímání. Pomocí faktorové analýzy pak byla nalezena postačující sada primárních složek omaku. Howorth a Oliver [30, 32] použili faktorové analýzy ke zjištění základních složek omaku pro šatovky a oblekové tkaniny. Byly nalezeny čtyři faktory charakterizující:

- a) drsnost
- b) tuhost
- c) objemnost
- d) tepelný kontakt (související s pocitem tepla, hmotností a tloušťkou).

Lundgren [15] použil těchto zjištění a zavedl modelový předpoklad, že ruka člověka obsahuje čtyři sensorická centra:

- centrum povrchové hladkosti a nerovnosti
- centrum tuhosti a poddajnosti
- centrum objemových vlastností (objem, hmotnost)
- centrum tepelných projevů.

Subjektivní vjem omak je pak váženým průměrem velikostí stimulace jednotlivých center. Váhové koeficienty zde představují míru odezvy na jednotlivé stimuly. Pro toto vyjádření se zavedl pojem celkový omak (THV - Total Hand Value) [14]. Východiskem pro objektivní predikci omaku je pak soubor vlastností textilií charakterizující jednotlivá sensorická centra.

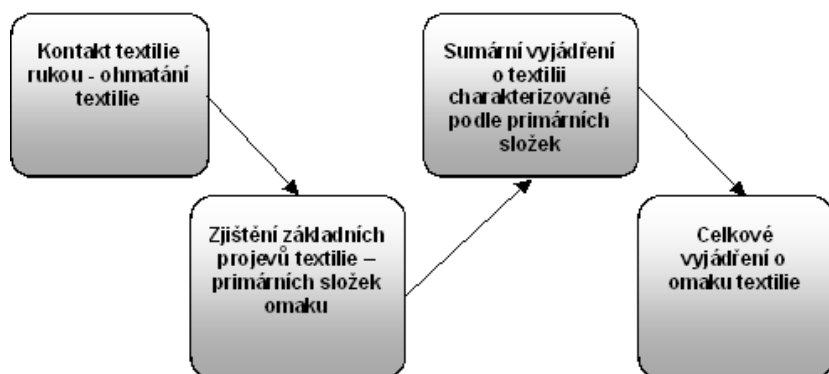
Kawabata [14] ve svém hodnocení omaku využil výsledků expertů textilního průmyslu v Japonsku zabývajících se výrobou pánských oblekovek. Ověřil platnost dvou předpokladů - stanovení omaku je založeno na hmatovém pocitu vyvolaném mechanickými a povrchovými vlastnostmi textilií a úsudek o omaku je ovlivněn předpokládaným užitím textilie. Bylo zjištěno, že hodnotitel nejdříve porovnává základní vlastnosti (primární složky omaku) a teprve na jejich základě stanoví konečný verdikt o omaku textilie (celkový omak – THV). Schematicky je postup subjektivního hodnocení omaku uveden na obrázku 2.1.

Pro zajištění co nejkvalitnějších výsledků pro následnou analýzu subjektivního hodnocení omaku, popř. zajištění opakovatelnosti a reprodukovatelnosti měření a analýzy je zapotřebí před vlastním měřením řešit 3 základní problémy spojené s experimentem [9, 22]:

- (1) výběr hodnotitelů
- (2) výběr bodové škály
- (3) zavedení sémantiky.

Aby mohla být zajištěna reprodukovatelnost, je zapotřebí vhodným způsobem řešit i čtvrtý problém [6, 53]:

- (4) vlastní průběh zkoušky.



Obrázek 2.1 Směr subjektivního hodnocení omaku.

2.2. Objektivní predikce omaku

Cílem objektivní predikce omaku je nahrazení subjektivního hodnocení, které bývá náročné na čas a na hodnotitele. Současně s tím se vytváří možnost predikovat vnímání hodnocení omaku.

Při vývoji postupů pro objektivní hodnocení omaku se používá řada metod a způsobů vyhodnocení. Kvalita metod pro objektivní hodnocení omaku souvisí přímo s výběrem vhodných vlastností a konkrétními postupy jejich měření. Způsob vyhodnocení by měl pouze zamezit tomu, aby neumožnil kompenzaci některých negativních vlastností jinými pozitivními (jde o to, že všechny primární složky ovlivňují nezastupitelně výsledný omak).

Podle použitých měřících přístrojů a metod lze jednotlivé postupy zařadit do tří skupin:

- Sada speciálních přístrojů pro měření vlastností souvisejících s omakem. Příkladem je Kawabatův systém KES složený ze čtyř přístrojů pro měření ohybových, tahových, tlakových, smykových a povrchových vlastností textilií při speciálních deformačních podmínkách [14]. Výsledkem je celkem 16 mechanických vlastností souvisejících s omakem. Obdobně lze využít i systému FAST [76].
- Speciální přístroje, kde je výsledkem testu přímo predikce omaku. Principem je obvykle protahování textilie kónickou tryskou [24, 67, 68] nebo kruhovým otvorem [12, 16, 69] definovaných rozměrů a vyhodnocení závislosti "síla-posunutí". Na tomto principu Pan sestrojil komerční přístroj nazvaný PhabrOmeter [18].
- Standardní přístroje pro hodnocení vlastností souvisejících s omakem textilií [17, 18, 51, 73]. V práci [17] jsou pro vyjádření omaku textilií vybrány plošná měrná hmotnost, tloušťka, ohybová tuhost, úhel zotavení (vyjadřuje mačkavost) a zatížení potřebné k deformaci textilie (ve směru diagonály na systému osnova-útek) o předepsaný stupeň.

Podle způsobu vyhodnocení informací získaných měřeními lze rozdělit jednotlivé postupy objektivního hodnocení omaku do dvou velkých skupin:

- Postupy, kde je výsledkem jeden údaj charakterizující omak - nejrozšířenější systém KES má interval 0 až 5 (0 charakterizuje velmi špatný omak, 5 znamená vynikající omak). Tento údaj je často výsledkem dosazení do regresních modelů, kde je vysvětlovanou proměnnou objektivní predikce omaku (subjektivní hodnocení omaku) a vysvětlující proměnné jsou měřené vlastnosti [14]. Jinou možností je použití vážených průměrů vhodně nelineárně transformovaných vlastností [17].

Pro určování regresních modelů se používá např. step-wise regrese [14] nebo lineární regrese s využitím metody nejmenších čtverců [10]. V práci [27] byly porovnávány první čtyři funkce. Jako nejvhodnější model se jeví Stewensova funkce.

- b) Techniky, kde je výsledkem několik údajů resp., kde se provádí porovnání omaku na základě vícerozměrných statistických metod, např. diskriminační analýza [32, 48, 76]. Dále se pro predikci využívá i neuronových sítí [44, 75, 76] a další techniky [4].

3. Použité metody

3.1. Zpracování výsledků subjektivního hodnocení omaku

3.1.1. Medián ordinální škály

Při subjektivním hodnocení omaku se hodnocení provádí zařazováním omaku podle „kvality“ do K tříd ($k=1,2,\dots,K$). Data tak pocházejí z ordinální škály. Při hodnocení je složité zachytit, zda stejné kvantifikativní hodnocení (přřazení do téže třídy) je opravdu shodné. Přesto se pro popis velice často používají aritmetické průměry. Pokud se většina dat koncentruje k jednomu konci škály a menšina ke druhému konci škály, je vyjádření výsledků pomocí aritmetických průměrů zavádějící. Proto je vhodnější pro odhad parametru polohy z výsledků subjektivního hodnocení omaku textilií použít medián ordinální škály x_M a jeho intervalový odhad. Pro popis variability lze použít diskrétní ordinální varianci – *dorvar*.

3.1.2. Porovnání četností ve třídách

Při experimentu je do k -té třídy zařazeno n_k (f_k) objektů a do l -té třídy n_l (f_l) objektů. Někdy je třeba rozhodnout, zda je rozdíl hodnot f_k a f_l nenáhodný, způsobený rozdílem populačních hodnot p_k, p_l . Za předpokladu, že data pocházejí z binomického rozdělení, se pro toto určení formuluje hypotéza $H_0: p_k = p_l, H_A: p_k \neq p_l$.

V případě že, $n_k + n_l \leq 30$ se spočte testovací charakteristika X :

$$X = 2 \left(\frac{1}{2} \right)^{n_s} \cdot \sum_{l=\max(n_k, n_l)}^{n_s} \binom{n_s}{l} \quad \text{kde } n_s = n_k + n_l. \quad (3.1)$$

Zvolí se hladina významnosti α . Je-li $X \leq \alpha$, hypotéza H_0 se zamítne. Pokud $X > \alpha$ hypotéza H_0 se nezamítá [41].

3.1.3. Analýza hodnotitelů

I když budou vytvořeny konstantní podmínky pro hodnocení, posuzovatelé se ve svých hodnoceních úplně neshodnou, protože každý člověk má jiné preference, zkušenosti atd., které nelze při hodnocení zcela eliminovat. Analýza hodnotitelů může ukázat trend v hodnocení, který zaujímá „většina“ a odlišnosti v hodnocení „menšiny“. Pro následné konstrukce predikčních vztahů lze vyloučit hodnotitele, jejichž názor se extrémně liší od "průměrného hodnocení" většiny hodnotitelů. Predikční vztahy pak mohou mít lepší vypovídací schopnost o mínění „průměrné“ populace. K porovnání dat pocházejících z ordinální škály lze použít řadu koeficientů [47, 64].

A - koeficienty nepodobnosti

Tyto koeficienty vyjadřují shodu mezi dvěma objekty, pokud je výsledek 0 [64]. Čím je hodnota vyšší, tím je mezi objekty větší nepodobnost. Podle konstrukce může maximální

nepodobnost nabývat hodnoty 1 nebo růst teoreticky neomezeně. Pro porovnání hodnocení byly použity následující koeficienty nepodobnosti

- A1 – kritérium odlehlosti – e
- A2 – Penroseův koeficient rozdílu tvaru – z
- A3 – Canberrův koeficient – a
- A4 – Bray-Curtisův koeficient – b .

B - Koeficienty podobnosti

U koeficientů podobnosti platí, čím je vyšší hodnota, tím vyšší je podobnost. Maximální dosažitelná hodnota u uvedených koeficientů podobnosti je 1 a minimální hodnota je 0. Maximální hodnota indikuje podobné hodnocení, nikoliv identické. Byly použity následující koeficienty podobnosti:

- B1 – kosinový koeficient – c
- B2 – Growerův koeficient podobnosti – Gr

C – Korelační koeficienty

Obecně vyjadřují míru shody mezi dvěma objekty. Nabývají hodnot od -1 do 1 . Maximální hodnota ukazuje nejvyšší možnou shodu v hodnocení. Opět nemusí platit, že jsou hodnocení identická.

- C1 – Spearmanův pořadový korelační koeficient – r_s
- C2 – korelační koeficient pro binární data – r_b

D – Další vyjádření podobnosti

D1 – Shluková analýza

Jedná se o celou třídu metod, které se zabývají klasifikací vícerozměrných objektů. Na základě podobnosti se objekty rozdělují do tříd (shluků) [64]. Třídění se liší podle toho, zda se jedná o hierarchické či nehierarchické shlukování. Hierarchické shlukování se dělí dále na aglomerativní a divizní shlukování. U aglomerativního shlukování dále záleží na volbě shlukovací procedury a způsobu měření vzdálenosti mezi objekty. Výsledné shlukování lze zobrazit ve formě dendrogramu podobnosti objektů, ze kterého je zřejmý postup shlukování a struktura objektů.

3.2. Objektivní predikce omaku technikou BM

3.2.1. Výběr vlastností

Systém BM byl navržen z důvodu přiblížení se běžným podmínkám v laboratořích. Jeho výhoda spočívá v tom, že většinu vlastností lze měřit na běžně dostupných přístrojích v laboratořích. Kromě toho zahrnuje takové vlastnosti, které korespondují se všemi 4 centry omaku [15]. Při výběru vlastností byly také brány v úvahu výsledky prací [17, 18, 19, 24, 57, 67].

- 1) vlastnosti související s centrem povrchové hladkosti a nerovnosti
 - MAD průměrná absolutní odchylka [μm]
- 2) vlastnosti související s centrem tuhosti a poddajnosti
 - Y modul pružnosti [MPa]
 - T tuhost [mN cm]
 - $Y45$ modul pružnosti po diagonále - soustava nití pootočená o úhel 45° vzhledem ke směru posuvu příčnicku [MPa]
- 3) vlastnosti související s centrem objemových vlastností (objem, hmotnost, tvar)
 - S stlačitelnost [-]

- | | |
|---|---|
| t | tloušťka [m] |
| M | plošná hmotnost [g/m^2] |
| 4) vlastnost spojená s centrem tepla a chladu | |
| b | tepelná jímavost [$\text{W}/(\text{m}^2 \text{K}^{1,5} \text{s}^{0,5})$]. |

a) Průměrná absolutní odchylka MAD

Tento parametr je roven průměru absolutní odchylky R_i , $i=1,2,\dots,m$ od průměru (\bar{R}). Pro měření povrchu textilie na dynamometru byl navržen přípravek, jehož část (kontaktor) se pohybuje po povrchu textilie. Výsledný záznam odpovídá síle, která byla zapotřebí k překonání odporu textilie vůči pohybu kontaktoru po jejím povrchu.

$$MAD = \frac{1}{m} \sum_i |R_i - \bar{R}| \quad (3.2)$$

Tvar a rozměr kontaktoru je shodný s tím, který se používá pro měření SMD na systému KES. Měřená délka je 100 mm. Naměřená data jsou převedena do souboru xls. Pro analýzu pak byla vybrána délka 40 od záznamu 40 do 80 mm.

b) Tuhost T

Tuhost byla měřena na tuhoměru TH5 (ČSN 80 0858). Proměřoval se vzorek o rozměrech (50x25) mm, po osnově i po útku. Tuhost se vyjádří jako ohybový moment

$$T = F \cdot K \quad (3.3)$$

kde $K=l/b$, l je délka měřeného vzorku při výchylce 60° od hrany čelisti k čidlu zkušebního přístroje ($l=1,51$ cm), b je šířka vzorku ($b=2,5$ cm), F je síla.

c) Modul pružnosti Y

Modul pružnosti Y byl určován z počáteční části tahové křivky síla – posunutí, kde $F_h=10$ N a $F_s=0$. Pro výpočet byl použit vztah

$$Y = \frac{F_h - F_s}{l_h - l_s} \cdot \frac{l_0}{t_0 \cdot b} \quad (3.4)$$

kde F_h , F_s – hraniční pevnosti použité pro výpočet, l_h , l_s – protažení odpovídající silám F_h , F_s , l_0 – upínací délka, t – tloušťka vzorku, b – šířka vzorku. Upínací délka vzorku byla 0,2 m a šířka 0,05 m.

d) Modul pružnosti Y_{45}

Smykové namáhání při malých deformacích souvisí se schopností posuvu přízí ve tkanině. Smykové namáhání bylo simulováno pomocí tahového namáhání tkaniny v diagonálním směru tkaniny na vzorcích o rozměru 100x25 mm na dynamometru. Smyková odolnost Y_{45} byla určena z lineární části tahové křivky síla – protažení.

$$Y_{45} = \frac{F_h - F_s}{l_h - l_s} \cdot \frac{l_0}{t_0 \cdot b} \quad (3.5)$$

Pro výpočet byly použity hodnoty $l_h=5$ mm, $l_s=0$ mm a tomu odpovídající hodnoty F_h , F_s .

e) Stlačitelnost S a tloušťka t

Stlačitelnost je vyjádřena pomocí poměru tlouštěk tkaniny měřených při 2 různých zatíženích.

$$S = \frac{t_0 - t_1}{t_1} \quad (3.6)$$

kde t_0 je tloušťka měřená při přítlaku 0,5 kPa a t_1 je tloušťka měřená při přítlaku 5 kPa. t_0 je zároveň brána jako tloušťka vzorku. Proměřovaná plocha vzorku byla 1000 mm².

f) Tepelná jímavost b

Tepelná jímavost [19, 45] charakterizuje tepelný vjem při krátkodobém kontaktu pokožky člověka s materiálem. Lze ji určit podle rovnice

$$b = \sqrt{\lambda \cdot \rho \cdot c} \quad (3.7)$$

kde ρ je měrná hmotnost, c je měrná tepelná kapacita a λ je koeficient tepelné vodivosti. U měření tepelných vlastností hraje důležitou roli počet kontaktních bodů mezi přístrojem a proměřovanou tkaninou. Proto je důležité provádět měření při konstantním zatížení měřící hlavy (200 Pa). Měření bylo prováděno na přístroji ALAMBETA [45]. Teplotní spád měřících hlav byl 10°C.

3.2.2. Návrh rovnice pro objektivní predikci omaku

Logistická regrese byla navržena jako alternativní technika k metodě nejmenších čtverců [52]. Používá se v případech, kdy závisle proměnná je kategorizovaná a to jak v případech, kdy je závisle proměnná binární (situace nastala nebo nenastala), tak i multinomická nebo ordinální. Jak plyne z předchozího, porovnáním s klasickou lineární regresí předpoklad normality není u závisle proměnné požadován.

Základní rozdíl mezi použitím logistické a lineární regrese spočívá v tom, že lineární regrese používá spojitou závisle proměnnou, kdežto logistická regrese kategorizovanou (v případě omaku ordinální) proměnnou. Použití lineárního regresního modelu u tohoto typu závisle proměnné může vést k fatální predikci.

a) Logistická regrese pro binární závisle proměnnou

Pokud závisle proměnná Y může nabývat dvou hodnot – omak je hodnocen pouze jako příjemný ($y=1$) nebo nepříjemný ($y=0$), je závisle proměnná chápána jako binární a Y (omak) má binomické rozdělení. Pro výpočet pravděpodobnosti, že sledovaný objekt patří do dané třídy, je dáno vztahy

$$P(Y = 1 | x_p) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}} \quad (3.8).$$

$$P(Y = 0 | x_p) = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}$$

Při predikci pomocí logistické regrese, událost nastala ($y=1$) v případě, že pravděpodobnost predikované události je větší než 0,5, je-li menší, událost nenastala ($y=0$)[64].

Pro vytvoření vazební podmínky se používá logitová transformace, která vede k sigmoidálnímu vztahu mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnými x_p . Při řešení logistické regrese se odhadují regresní koeficienty β_0, β_p pomocí logitové transformace

$$\ln \left[\frac{P(y=1)}{P(y=0)} \right] = \ln \left[\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right] = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p \quad (3.9)$$

kde $\pi(x)$ je pravděpodobnost, že situace nastala (též se značí $L_{(1)}$) a $1-\pi(x)$ vyjadřuje pravděpodobnost, že situace nenastala ($L_{(0)}$), b_0, b_p jsou odhady regresních koeficientů β_0, β_p .

b) Logistická regrese pro ordinální závisle proměnnou

V případě ordinální proměnné závisle proměnná nabývá více než 2 hodnot. Jednou z možností je použití modelu proporcionálních šancí [43, 52]

$$CL_k = \ln \left[\frac{P(y \leq k)}{P(y > k)} \right] \quad (3.10).$$

Řešení modelu proporcionálních šancí vede ke $K-1$ regresím rovnicím, které se liší pouze v hodnotě absolutního členu

$$\ln \left[\frac{P(y \leq k)}{P(y > k)} \right] = b_{k,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x} \quad (3.11).$$

c) Testování modelu

Tak jako při lineární regresi se provádí testování významnosti regresních parametrů (v následujícím textu značeny souhrnně b_i). Testují se jednak jednotlivé regresní parametry b_i , jednak význam modelu jako celku. Pro testování významnosti regresních koeficientů b_i lze použít Waldovo testační kritérium

$$W_{a,i} = \left(\frac{b_i}{s(b_i)} \right)^2 \quad (3.12)$$

které má rozdělení χ^2 s jedním stupněm volnosti.

Při určování významu modelu jako celku se používá deviance G^2 , kde se porovnává maximální věrohodnost modelu, který obsahuje pouze absolutní člen L_0 a maximální věrohodnost modelu L_M , či-li se testuje, zda všechny odhadované regresní parametry β_i jsou rovny nule kromě parametru β_0 popř. $\beta_{k,0}$.

$$G^2 = -2(\ln L_0 - \ln L_M) \quad (3.13).$$

Deviance G^2 má χ^2 rozdělení s $P-1$ stupni volnosti. Čím je hodnota vyšší, tím je model jako celek významnější a proložení je těsnější. Pokud je pravděpodobnost menší než 0,01, považuje se model jako celek za statisticky významný. Deviance G^2 se používá také pro porovnání dvou modelů. Nevýhodou však je, že G^2 vede vždy ke zlepšení přidáním další

vlastnosti. K eliminaci tohoto vlivu lze použít Bayesovo informační kritérium *BIC* nebo Akaikovo informační kritérium *AIC* [43]

$$BIC = G^2 - df \ln R \quad \text{a} \quad AIC = \frac{-2 \ln L_M + 2P}{R} \quad (3.14) \text{ a } (3.15).$$

Pro obě kritéria platí, že čím je jejich hodnota nižší, tím je model lepší.

U lineární regrese se používá pro posouzení kvality modelu koeficient determinace R^2_d , s určitou analogií lze R^2_d použít i u logistické regrese, kde je však interpretace složitější. Byly použity McFadenův koeficient determinace a Nagelkerkeova statistika

$$R_{MF}^2 = \frac{\ln L_0 - \ln_M}{\ln_0} \quad \text{a} \quad R_N^2 = \frac{S}{\max(S)} \quad (3.16) \text{ a } (3.17).$$

Na kvalitu predikce lze usuzovat také z prahové operační křivky (*ROC* křivky).

4. Přehled dosažených výsledků

4.1. Analýza subjektivního hodnocení omaku

4.1.1. Materiál

Pro analýzu subjektivního hodnocení omaku byly použity 2 soubory tkanin.

Soubor I - 47 tkanin pro pánské oblekovky – cíl hodnocení: určení vztahu mezi primárními složkami omaku a celkovým omakem, opakovatelnost měření, stanovení koeficientů významnosti, vliv vzhledu na subjektivní hodnocení omaku.

Tabulka 4.I Rozsah základních parametrů hodnocených tkanin.

hmotnost	g/m ²	140 - 380
dostava - osnovy	niti/10 cm	160 - 500
- útku		140 - 300
základní typy složení	100% vlna, 45/55 vlna/PL, 70/30 PL/viskóza, vlna/PL/PA	
základní typy vazeb	plátno, atlas, cirkas, laskas	

Soubor II – 90 tkanin pro pánské oblekovky – pro vytvoření modelu pro objektivní hodnocení omaku a analýzu hodnotitelů.

Tabulka 4.II Rozsah základních parametrů hodnocených tkanin.

hmotnost	g/m ²	140 - 370
dostava - osnovy	niti/10 cm	170 - 560
- útku		150 - 370
základní typy složení	100% vlna, 45/55 vlna/PL, vlna/PL/PA	
základní typy vazeb	převážně různé typy keprů, plátno,	

4.1.2. Analýza vlivu primárních složek na omak

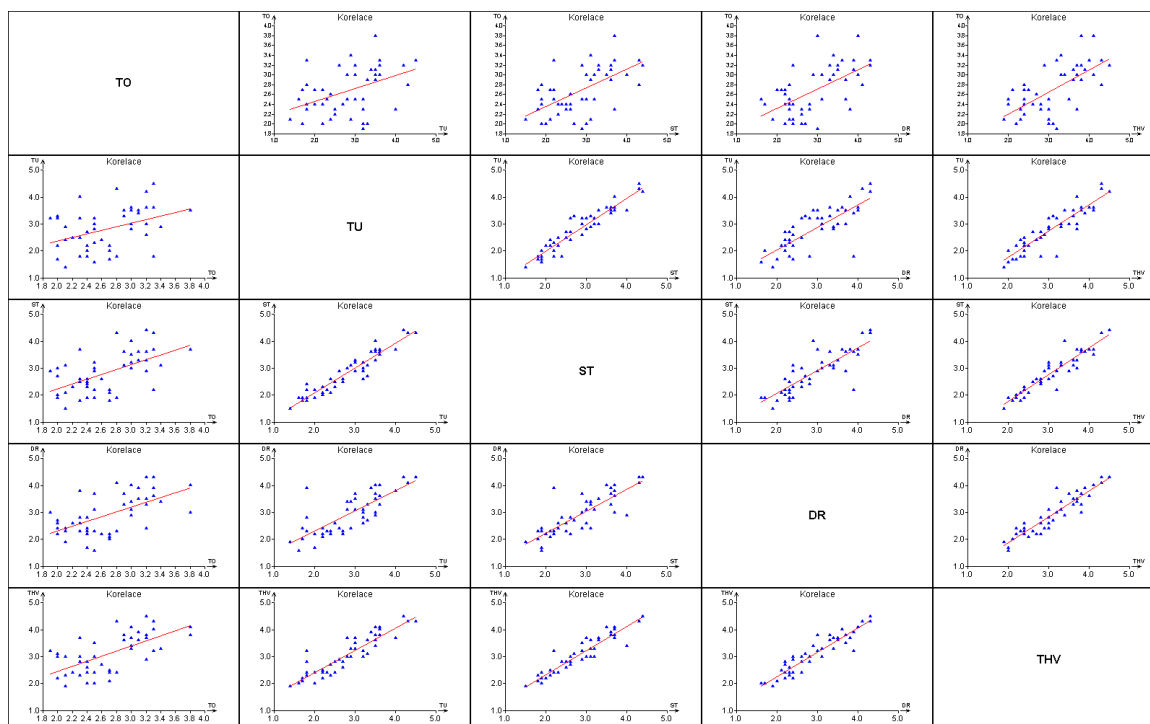
Pro hledání vztahu mezi primárními složkami a celkovým omakem (*THV*) byly použity vzorky souboru I. K hodnocení byla použita 5-ti stupňová škála. Současně s tím bylo realizováno opakované měření. V prvním kole tkaniny hodnotilo 49 hodnotitelů.

Opakovaného měření se zúčastnilo 20 hodnotitelů, z nichž 10 hodnotilo celkový omak v obou kolech.

Mezi primárními složkami byla nalezena určitá míra závislosti, jelikož Spearmanovy korelační koeficienty nabývaly hodnot mezi 0,42 a 0,95 pro obě hodnocení. Jak u prvního, tak i u druhého hodnocení lze hodnocení tepelných projevů považovat za nejméně ovlivněné ostatními složkami. Nejvyšší vztah existuje mezi projevy tuhosti a objemové pružnosti.

Všechny hodnocené primární složky lze považovat za významné, jelikož existuje mezi nimi a celkovým omakem významná korelace - kromě tepelných projevů (zde je kolem 0,7) je vyšší než 0,8 (obrázek 4.1).

Analýza primárních složek indikuje, že při hodnocení jednotlivých složek, jsou hodnotitelé ovlivněni ostatními primárními složkami.



Obrázek 4.1. Závislost mezi *THV* a primárními složkami (49 hodnocení) – první hodnocení.

Jak první, tak i druhé hodnocení ukazuje téměř shodné výsledky, což znamená stabilní vliv primárních složek na *THV*. Nejslabší vliv na celkový omak má tepelný omak (*TO*), kdežto nejsilnější vliv mají povrchové vlastnosti (*DR*). Také až na tepelný omak, existuje mezi primárními složkami omaku poměrně silná vazba.

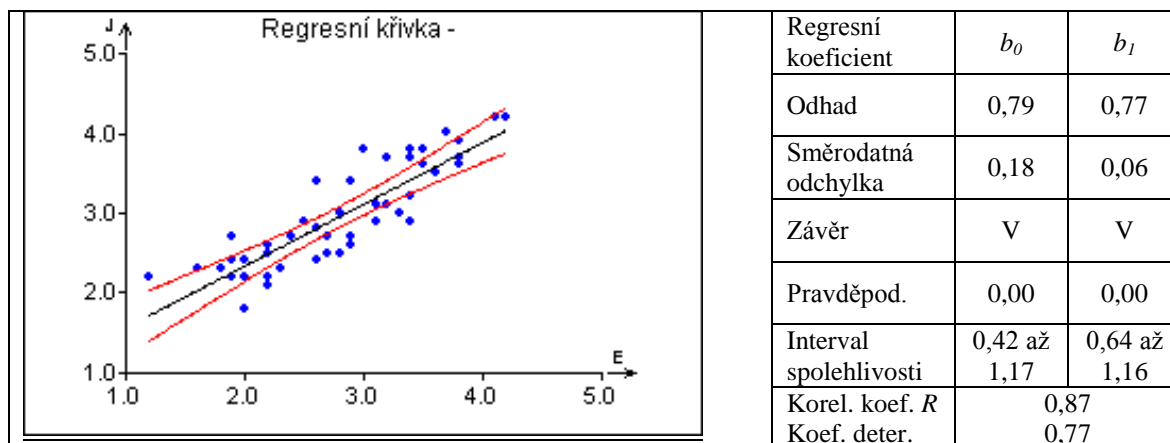
4.1.3. Opakovatelnost a reprodukovatelnost

a) opakovatelnost

Pro analýzu reprodukovatelnosti hodnocení subjektivního omaku byly použity 2 skupiny hodnotitelů, které prováděly opakované měření. Obě skupiny hodnotily tkaniny souboru I.

1) 1. skupina - v prvním kole tkaniny hodnotilo 49 hodnotitelů. Opakovaného měření se zúčastnilo 20 hodnotitelů, z nichž 10 hodnotilo celkový omak v obou kolech. Uvedené výsledky pocházejí z hodnocení 10 posuzovatelů. Byla použita 5–ti bodová ordinální škála.

2) 2. skupina – hodnotila 28 vzorků. Toto hodnocení bylo realizováno 2x, pro hodnocení byla použita 11-ti stupňová ordinální škála.



Obrázek 4.2. Opakované měření – celkový omak - 1.skupina

Z výsledků je patrné, že opakované hodnocení neodpovídá prvnímu hodnocení. Odhady koeficientů β_0 a β_1 jsou statisticky významné a tudíž je nelze považovat za rovny 0. Jelikož odhad b_0 je kladný, lze z výsledků usuzovat, že hodnotitelé při opakovaném hodnocení oceňovali omak v průměru lépe a ve stejném rozsahu než při 1. hodnocení.

Porovnání výsledků prvního a opakovaného hodnocení u druhé skupiny vedou k odlišnému závěru. Z výsledků analýz koeficientů b_0 a b_1 nelze vyloučit, že se koeficienty $\beta_0=0$ a $\beta_1=1$. Z toho plyne, že hodnocení tkanin, lze považovat za podobná. Příčiny rozdílu v opakovaném hodnocení u skupin hodnotitelů by mohly být:

- větší počet textilií pro hodnocení
- hrubší stupnice pro hodnocení u první skupiny
- možná menší míra soustředění u první skupiny – hodnocení celkového omaku, předcházelo hodnocení primárních složek.

Tyto závěry plynou z odlišných podmínek hodnocení a nebylo možno je ověřit.

b) reprodukovatelnost

Byly porovnávány výsledky 1. a 2. skupiny pro obě hodnocení. Vzhledem k tomu, že 1. skupina používala 5-ti bodovou škálu a druhá 11-ti bodovou, tudíž druhá skupina měla k dispozici pro hodnocení 2,2 x vícenásobnou bodovou škálu. Vztah mezi hodnoceními by tak měl být $THV2=2,2 \times THV1$. ($THV2$ – hodnocení 1. skupiny, $THV1$ – hodnocení 2. skupiny), čili testují se hypotézy $H_0: \beta_0=0$ a $\beta_1=2,2$ proti alternativním hypotézám $H_1: \beta_0 \neq 0$ a $\beta_1 \neq 2,2$. Následné testování hypotéz bylo řešeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

Výsledky ukazují, že nelze vyloučit, že koeficient $\beta_0=0$ a koeficient $\beta_1=2,2$. Z toho plyne, že hodnocení tkanin pro první hodnocení lze považovat za podobné.

Pokud jsou hodnotitelé řádně poučeni o tom jak hodnotit, a rozumí-li definicím vlastností a způsobům jejich hodnocení, lze zajistit jak opakovatelnost, tak i reprodukovatelnost hodnocení omaku i konstantnost v hodnocení v delším časovém období. Vytvoření modelu pro objektivní hodnocení má pak smysl, jelikož model lze používat v delším časovém období. Délku období nejsem schopen odhadnout, avšak časový úsek mezi skupinami hodnotitelů byl přibližně 2 roky.

Byl rovněž sledován vliv vzhledu na hodnocení omaku.

4.1.4. Analýzy mínění hodnotitelů

Pro analýzu byly použity vzorky skupiny II. Analýza mínění hodnotitelů byla sledována ze dvou hledisek

- určení hodnotitelů, kteří se odlišují ve svém hodnocení od „většiny“ - pro analýzu byly použity různé koeficienty a shluková analýza,

- b) vliv počtu tříd na odlišnost v hodnocení – tkaniny byly zařazovány do 2 (značení *THV_2*), 3 (značení *THV_3*), a 11 (značení *THV_11*) tříd. Hodnocení do dvou a tří tříd se zúčastnilo 21 hodnotitelů, do jedenácti tříd 40 hodnotitelů.

Při shodné názoru všech hodnotitelů na omak, respondenti by zařazovali jednotlivé tkaniny x_r do shodné kategorie $x_{rk1}=x_{rk2}$. Jak bylo uvedeno výše vlivem různých vlastních zkušeností, kulturou, věkem, vkusem a vlastních preferencí, mohou být jednotlivé tkaniny x_r zařazovány do různých tříd $x_{rk1} \neq x_{rk2}$. V situaci, kdy by se určitý hodnotitel, případně skupina hodnotitelů, výrazně lišila ve svém hodnocení, byla by variabilita hodnocení příliš velká a objektivní hodnocení by mělo nižší, nebo žádnou vypovídací schopnost. Účelem analýzy hodnotitelů je odhalit takové respondenty, jejichž hodnocení je příliš odlišné a vyloučit je z tvorby rovnice pro objektivní predikci omaku. Výsledná rovnice by pak ukazovala trend subjektivního hodnocení pro „většinu“ populace.

U každého způsobu hodnocení použité koeficienty indikovaly určitou skupinu hodnotitelů (3 až 5) jejichž mínění bylo odlišné od ostatních. Celkově lze však konstatovat, že rozdíly v hodnocení nebyly tak výrazné, aby musel být některý z hodnotitelů vyloučen.

4.2. Objektivní predikce omaku

4.2.1. Analýza vlastností pro techniku BM

Porovnání párových korelací s maticovým grafem vlastností ukazuje na vazbu mezi geometrickými vlastnostmi tkanin t a M a ohybovou tuhostí T . Určitá korelace je také mezi t a MAD . Výsledné parciální korelace ukazuje na vazbu mezi M a T . Určitá vazba je ještě mezi Y a $Y45$. Všechny párové korelace větší než $|0,2|$ a všechny parciální korelace větší než $|0,22|$ jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

4.2.2. Tvorba rovnice pro objektivní predikci omaku pro *THV_2*

Při subjektivním hodnocení omaku se často řeší situace, kdy se rozhoduje, zda je omak „příjemný“ nebo „nepříjemný“. Dochází k rozhodování podle dvoustupňové škály. Respondenti se museli jednoznačně rozhodnout, zda je omak dobrý či příjemný ($THV_2=1$) nebo špatný či nepříjemný ($THV_2=0$).

Pro tvorbu rovnice pro objektivní predikci omaku byl použit soubor II, tj. bylo hodnoceno 90 tkanin pro pánské oblekové tkaniny. Hodnocení provádělo 21 hodnotitelů. Tkanina byla finálně zařazena do třídy, do které byla přiřazena většinou respondentů. Tkaniny byly rozděleny na dvě skupiny. Vzhledem k tomu, že bylo k dispozici 90 tkanin, u kterých se proměřovalo 16 resp. 8 vlastností, byly vzorky rozděleny v poměru 2 ku 1, tj. do první analyzované skupiny bylo zařazeno 60 tkanin do druhé klasifikované 30. V analyzované skupině bylo do první třídy zařazeno 21 tkanin do druhé třídy 39 tkanin.

Pro tvorbu modelu pro objektivní predikci omaku byl použit následující logistický regresní model

$$L(THV_2=0) = \frac{1}{1 + \exp(b_0 + \sum_{(p)} b_p x_p)} \quad (4.1).$$

Funkce $L(THV_2=0)$ může nabývat hodnot od 0 do 1. Tkanina je zařazena do třídy $THV_2=0$ pokud $L(THV_2=0) < 0,5$, jinak je zařazena do třídy $THV_2=1$. Vytvářené modely jsou dále označovány KES2 a BM2.

V tabulce 4.III jsou uvedeny odhady koeficientů pro model KES2. Výsledky ukazují, že vlastnosti LT , G , $2HG$, LC , MIU a SMD jsou významné na hladině významnosti 0,05. Avšak na této hladině významnosti nelze žádný z koeficientů považovat za nenulový. Výsledky

v tabulce 4.IV pro model BM2 ukazují, že lze za významné považovat vlastnosti b , T a S a z regresních koeficientů koeficient b_5 .

Tabulka 4.III Odhady koeficientů pro model KES2 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			b_0	-33,32	1,23	0,266
LT	6,12	0,013	b_1	-78,58	2,08	0,149
WT	1,05	0,303	b_2	-0,58	1,84	0,173
RT	1,33	0,248	b_3	0,56	1,30	0,253
G	5,85	0,015	b_4	-16,38	1,37	0,241
2HG	16,2	0,0005	b_5	29,45	2,03	0,153
2HG5	3,59	0,058	b_6	12,22	1,97	0,160
B	0,007	0,932	b_7	-124,37	0,41	0,521
2HB	0,00001	0,996	b_8	52,11	0,03	0,843
LC	10,79	0,001	b_9	62,53	2,32	0,126
WC	0,08	0,767	b_{10}	79,76	1,21	0,270
RC	0,006	0,937	b_{11}	-0,00503	0,007	0,983
T0	0,013	0,907	b_{12}	-28,95	0,58	0,444
MIU	5,11	0,023	b_{13}	-87,67	0,34	0,558
MMD	0,05	0,809	b_{14}	-683,42	1,46	0,226
SMD	6,11	0,013	b_{15}	2,913	2,16	0,140
W	0,78	0,376	b_{16}	0,107	0,75	0,384

Tabulka 4.IV Odhady koeficientů pro model BM2 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			b_0	7,4755	0,743701	0,388478
b	4,503627	0,033823	b_1	-0,0167	0,326088	0,567972
T	7,112373	0,007655	b_2	-0,0431	0,019515	0,888901
t	0,686596	0,407325	b_3	-1,4778	0,062317	0,802870
M	0,009342	0,923000	b_4	0,0057	0,118892	0,730240
S	9,375395	0,002199	b_5	-44,8263	7,018196	0,008069
MAD	3,082811	0,079124	b_6	0,4147	2,516616	0,112652
Y45	0,159632	0,689495	b_7	0,0713	0,206881	0,649223
Y	0,046840	0,828657	b_8	-0,0045	0,046430	0,829397

U obou modelů je spočtená hladina významnosti p menší než 0,01, směrnice parametrů b_i v modelech nelze považovat za nulové, a tudíž modely jsou významné. Deviance G^2 ukazuje, že model KES2 je lepší. Eliminací vlivu počtu vlastností je závěr nejednoznačný. Bayesovo informační kritérium BIC je u modelu KES2 nižší než u modelu BM2, avšak u Akaiikova informačního kritéria AIC je tomu naopak. Korelační koeficienty R^2_{MF} a R^2_N indikují, že těsnější proložení daty je u modelu KES2. K obdobnému závěru vede i hodnota ROC , která je vyšší u modelu KES2 a tudíž je zde proložení lepší.

Ověření navrženého modelu bylo realizováno na druhé skupině dat - klasifikovaném výběru. Vytvořený model KES2 správně zatřídil 23 ze 30 vzorků tj. 77% vzorků. Vytvořený model BM2 správně zatřídil 20 ze 30 vzorků tj. 67% vzorků. Byla tak potvrzena lepší predikční schopnost modelu KES2. Shodné špatné zařazení obou modelů bylo u 2 tkanin.

4.2.3. Tvorba rovnice pro objektivní predikci omaku pro THV_3

Stejně jako u tvorby modelu pro objektivní predikci omaku THV_2 byl pro tvorbu modelu pro THV_3 použit panel 21 poučených respondentů, kteří hodnotili omak 90 tkanin (soubor II).

Při zařazování do třístupňové ordinální škály se respondenti nemuseli jednoznačně rozhodnout, zda je omak dobrý či špatný. Omak u tkanin byl hodnocen jako špatný ($THV_3=0$), průměrný ($THV_3=1$) nebo dobrý ($THV_3=2$). Stále zde platilo, že všem respondentům chyběla možnost jemnější klasifikace. Pro tvorbu rovnice byla tkanina zařazena do té třídy, do které ji zařadilo nejvíce hodnotitelů. V případě rovnosti počtu zařazení byla tkanina zařazena do prostřední třídy ($THV_3=1$). Do třídy $THV_3=0$ bylo podle těchto pravidel dáno 16 tkanin, do třídy $THV_3=1$ 40 tkanin a do třídy $THV_3=2$ 34 tkanin.

Pro tvorbu modelů byl použit stejný postup jako při tvorbě modelů KES2 a BM2. Tkaniny byly rozděleny na dvě skupiny v poměru 2 ku 1. Analyzovanou skupinu, která byla použita pro tvorbu modelu, tvořilo stejných 60 tkanin jako u modelů KES2 a BM2. Druhá skupina 30 tkanin tvořila klasifikovanou skupinu, která byla použita pro ověření modelů KES3 a BM3. V analyzované skupině bylo 8 tkanin s hodnotou $THV_3=0$, 28 tkanin s hodnotou $THV_3=1$ a 24 tkanin s hodnotou $THV_3=2$.

Pro konstrukci predikční rovnice byl použit model proporcionálních šancí [87]

$$CL_k = \ln \left[\frac{P(y \leq k)}{P(y > k)} \right] \quad (3.10).$$

Pro $K=3$ lze rozepsat tento model do řešení soustavy rovnic

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{P(y \leq 1)}{P(y > 1)} \right] &= b_{1,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x} \\ \ln \left[\frac{P(y \leq 2)}{P(y > 2)} \right] &= b_{2,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x} \end{aligned} \quad (4.2).$$

Tkanina je zařazena do třídy, pro kterou platí $P(y=k)$ je maximální.

U modelu KES3 bylo správně zařazeno přes 80% tkanin a u modelu BM3 80%. Jelikož jsou k dispozici 3 třídy, které slouží pro určení špatného, průměrného a dobrého omaku, může při predikci dojít fatálnímu zařazení tkaniny tj. tkanina je predikována jako tkanina s dobrým omakem místo se špatným a naopak. U analyzované skupiny ani u jednoho z modelů k takovému zásadnímu špatnému zařazení vůbec nedošlo. Tkaniny byly zařazeny chybně pouze v rozsahu ± 1 třída.

V tabulkách 4.V a 4.VI jsou uvedeny odhady koeficientů pro modely KES3 a BM3. Výsledky ukazují, že u modelu KES3 jsou vlastnosti LT , G , $2HG5$, LC , $T0$ a MIU významné na hladině významnosti 0,05. Z regresních koeficientů lze na této hladině významnosti považovat za statisticky významný pouze koeficient b_6 . U modelu BM3 výsledky ukazují, že za významné lze považovat vlastnosti T , t , S a $Y45$ a z regresních koeficientů koeficienty b_2 , b_3 , b_5 a b_7 .

U obou modelů je spočtená hladina významnosti p menší než 0,01, směrnice parametrů b_i v modelech nelze považovat za nulové a tudíž modely jsou významné. Deviance G^2 ukazuje, že model BM3 je lepší než KES3. Provede-li se však eliminace vlivu počtu vlastností vyjde závěr nejednoznačně. Bayesovo informační kritérium BIC je u modelu KES3 nižší než u modelu BM3, avšak u Akaikova informačního kritéria AIC je tomu naopak. Korelační koeficienty R^2_{MF} a R^2_N indikují, že těsnější proložení daty je u modelu KES3. Pomocí uvedených indikátorů kvality modelu nelze jednoznačně určit, který z modelů je lepší.

Tabulka 4.V Odhady koeficientů pro model KES3 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			$b_{0,0}$	-5,3746	0,078856	0,778853
			$b_{1,0}$	-0,0870	0,000021	0,996361
LT	18,99076	0,000013	b_1	5,7210	0,217827	0,640701
WT	0,04802	0,826544	b_2	-0,0686	0,115377	0,734103
RT	0,18340	0,668466	b_3	0,0515	0,083650	0,772411
G	9,92503	0,001630	b_4	-4,8556	0,753657	0,385321
2HG	2,38334	0,122635	b_5	-1,1935	0,039199	0,843055
2HG5	8,67912	0,003219	b_6	6,2901	4,589871	0,032161
B	0,01180	0,913498	b_7	49,6168	0,379717	0,537755
2HB	0,38010	0,537552	b_8	-36,8232	0,090128	0,764015
LC	9,95133	0,001607	b_9	21,2531	2,859710	0,090824
WC	0,18517	0,666963	b_{10}	86,5199	2,962390	0,085222
RC	0,51768	0,471834	b_{11}	-0,1400	1,176809	0,278007
T0	3,99940	0,045517	b_{12}	-38,5781	2,787199	0,095020
MIU	4,84723	0,027691	b_{13}	-50,4511	0,772787	0,379356
MMD	1,12089	0,289726	b_{14}	-65,0376	0,564372	0,452504
SMD	0,07975	0,777633	b_{15}	-0,0005	0,000003	0,998524
W	0,32743	0,567178	b_{16}	0,3421	0,330717	0,565237

Tabulka 4. VI Odhady koeficientů pro model BM3 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			$b_{0,0}$	-2,8150	0,11698	0,732336
			$b_{1,0}$	2,5461	0,09563	0,757144
<i>b</i>	0,07119	0,789606	b_1	-0,0095	0,11304	0,736713
T	24,27034	0,000001	b_2	1,7086	15,73861	0,000073
t	8,35955	0,003837	b_3	-13,6984	4,28951	0,038348
<i>M</i>	0,11704	0,732268	b_4	0,0196	1,33470	0,247970
S	9,43197	0,002132	b_5	-24,4447	3,95981	0,046599
MAD	0,00816	0,928026	b_6	-0,2050	0,84809	0,357092
Y45	12,96519	0,000317	b_7	0,6360	10,56265	0,001154
<i>Y</i>	2,24675	0,133895	b_8	-0,0292	2,16365	0,141308

Ověření navrženého modelu bylo realizováno na druhé skupině dat - klasifikovaném výběru, tj. na datech, která nebyla použita pro tvorbu modelu. Vytvořený model KES3 správně zařadil 21 ze 30 tkanin tj. 70% tkanin. Vytvořený model BM3 správně zařadil také 21 ze 30 tkanin tj. 70% tkanin. U každého z modelů došlo k jednomu fatálnímu zařazení.

4.2.4. Tvorba rovnice pro objektivní predikci omaku pro THV₁₁

Při volbě 11-ti stupňové škály se vycházelo z postupu tvorby predikčních rovnic, které jsou použity pro objektivní predikci omaku u systému KES. Při vytváření regresních rovnic tvůrci systému KES pro tvorbu predikčních modelů vycházeli ze subjektivního hodnocení omaku, které prováděli pomocí 11-ti stupňové ordinální škály. Proto byl vytvořen také model na základě této stupnice.

Pro tvorbu modelu byly hodnocené tkaniny rozděleny v poměru 8:1, tj., 80 tkanin bylo použito pro vytvoření predikčních rovnic KES11 a BM11 (analyzovaný soubor) a 10 tkanin pro ověření jejich predikčních schopností (klasifikovaný soubor).

Pro konstrukci predikční rovnice byl použit model proporcionálních šancí (3.10), který lze rozepsat pro $K=11$ tříd do řešení soustavy rovnic

$$\ln \left[\frac{P(y \leq 1)}{P(y > 1)} \right] = b_{1,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x}$$

$$\ln \left[\frac{P(y \leq 2)}{P(y > 2)} \right] = b_{2,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x} \quad (4.3).$$

až

$$\ln \left[\frac{P(y \leq 11)}{P(y > 11)} \right] = b_{11,0} + \mathbf{b}^T \mathbf{x}$$

Tkanina je zařazena do třídy, pro kterou platí $P(y=k)$ je maximální.

U modelu KES11 bylo správně zařazeno 49 tkanin (61%) a u modelu BM11 50 tkanin (62,5%). Výsledky subjektivního hodnocení omaku ukazují u většiny tkanin intervalový odhad mediánu přesahující hodnotu 1, a tudíž by mediánovou třídou mohly být i třídy sousedící s ní. Vezme-li se toto v úvahu, tak do tříd $M \pm 1$ bylo zařazeno modelem KES11 75 tkanin a modelem BM11 74 tkanin. U modelu BM11 bylo chybně zařazeno 6 tkanin a to o 2 třídy. U modelu KES11 bylo tak chybně zařazeno 5 tkanin. O 2 třídy byly chybně zařazeny 4 tkaniny a o 3 třídy došlo ke špatnému zařazení u jedné tkaniny.

V tabulkách 4.VII a 4.VIII jsou uvedeny odhady koeficientů pro modely KES11 a BM11. Výsledky ukazují, že u modelu KES3 jsou vlastnosti *LT*, *RT*, *G*, *2HG*, *B*, *2HB*, *WC*, *RC*, *T0*, *MIU* a *MMD* významné na hladině významnosti 0,05. Za nenulové lze považovat koeficienty b_1 , b_3 , b_4 , b_6 , b_7 , b_9 a b_{10} . U modelu BM3 výsledky ukazují, že lze za významné považovat vlastnosti *b*, *T*, *t*, *M*, *S* a *MAD* a z regresních koeficientů koeficienty b_2 , b_3 , b_4 , b_5 a b_6 .

Tabulka 4.VII Odhady koeficientů pro model KES11 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			$b_{2,0}$	-22,615	2,43259	0,118837
			$b_{3,0}$	-18,603	1,44461	0,229394
			$b_{4,0}$	-15,521	0,99233	0,319173
			$b_{5,0}$	-11,660	0,50102	0,479052
			$b_{6,0}$	-9,644	0,25701	0,612183
			$b_{7,0}$	-6,879	0,11902	0,730104
			$b_{8,0}$	-4,949	0,78714	0,374965
			$b_{9,0}$	-3,382	0,36868	0,543727
<i>LT</i>	7,16536	0,007432	b_1	6,853	0,24705	0,619158
<i>WT</i>	0,00938	0,922835	b_2	-0,058	0,90394	0,341728
<i>RT</i>	30,86225	0,000000	b_3	-0,049	5,42896	0,019805
<i>G</i>	6,42515	0,011252	b_4	2,607	7,45778	0,006316
<i>2HG</i>	16,17000	0,000058	b_5	-7,601	3,55905	0,059222
<i>2HG5</i>	1,01164	0,314510	b_6	3,952	4,47261	0,034442
<i>B</i>	6,80443	0,009093	b_7	66,631	16,43999	0,000050
<i>2HB</i>	7,98016	0,004729	b_8	-117,318	0,92359	0,336534
<i>LC</i>	0,01419	0,905168	b_9	33,852	6,31932	0,011943
<i>WC</i>	24,28967	0,000001	b_{10}	-21,236	12,72680	0,000360
<i>RC</i>	12,03541	0,000522	b_{11}	-0,175	0,39836	0,527939
<i>T0</i>	19,73411	0,000009	b_{12}	36,083	3,50634	0,061135
<i>MIU</i>	6,50183	0,010776	b_{13}	-18,009	0,79164	0,373604
<i>MMD</i>	6,08069	0,013667	b_{14}	-69,409	1,65115	0,198802
<i>SMD</i>	0,30184	0,582728	b_{15}	-0,130	2,43259	0,118837
<i>W</i>	1,66924	0,196361	b_{16}	-0,324	1,44461	0,229394

Tabulka 4.VIII Odhady koeficientů pro model BM11 a vliv jednotlivých proměnných.

proměnná	χ^2	spočtená hladina významnosti	regresní koef.	odhad	Waldova statistika	spočtená hladina významnosti
			$b_{2,0}$	-20,2257	8,78872	0,003031
			$b_{3,0}$	-14,3397	4,91378	0,026643
			$b_{4,0}$	-11,2911	3,32509	0,068230
			$b_{5,0}$	-7,4124	1,52366	0,217067
			$b_{6,0}$	-5,1923	0,75531	0,384801
			$b_{7,0}$	-2,3763	0,16000	0,689153
			$b_{8,0}$	-0,1557	0,00067	0,979393
			$b_{9,0}$	1,4162	0,05407	0,816132
<i>b</i>	35,68051	0,000000	b_1	-0,0360	3,83749	0,050118
<i>T</i>	48,18058	0,000000	b_2	0,4304	4,07187	0,043603
<i>t</i>	42,27711	0,000000	b_3	7,1264	4,31738	0,037725
<i>M</i>	6,86684	0,008781	b_4	0,0401	11,96527	0,000542
<i>S</i>	6,33712	0,011824	b_5	-17,7979	5,80684	0,015964
<i>MAD</i>	17,33830	0,000031	b_6	0,6674	14,66913	0,000128
<i>Y45</i>	0,19828	0,656114	b_7	0,0182	0,61513	0,432862
<i>Y</i>	0,67213	0,412309	b_8	-0,0012	0,72063	0,395936

U obou modelů je spočtená hladina významnosti p menší než 0,01, směrnice parametrů b_i v modelech nelze považovat za nulové, a tudíž modely jsou významné. Deviance G^2 ukazuje, že model KES11 je lepší než BM11. Provede-li se však eliminace vlivu počtu vlastností vyjde závěr opět nejednoznačně. Bayesovo informační kritérium BIC je u modelu KES11 nižší než u modelu BM11, avšak u Akaikova informačního kritéria AIC je tomu naopak. Korelační koeficienty R^2_{MF} a R^2_N indikují, že těsnější proložení daty je u modelu BM11. Pomocí uvedených indikátorů kvality modelu nelze jednoznačně určit, který z modelů je lepší.

Ověření navrženého modelu bylo realizováno na druhé skupině dat - klasifikovaném výběru, tj. na datech, která nebyla použita pro tvorbu modelu. Výsledky predikčních schopností jsou uvedeny v tabulce 4.IX. Vytvořený model KES11 správně zatřídil 2 z 10 tkanin tj. 20% tkanin. Vytvořený model BM11 správně zatřídil 6 z 10 tkanin tj. 60% tkanin. Vezme-li se v úvahu možnost tolerovat chybné zařazení $M \pm 1$ třída, tak model KES11 správně zařadil 80% tkanin a modelem BM11 byly zařazeny správně všechny tkaniny.

Tabulka 4.IX Ověření predikčních schopností modelů.

vzorek	<i>THV_11</i>	výsledek KES11	odchylka	vzorek	<i>THV_11</i>	výsledek BM11	odchylka
T117	6	6		T117	6	7x	+1
T118	4	2	-2	T118	4	4	
T135	3	4	1	T135	3	3	
T136	9	8	-1	T136	9	8x	-1
T153	5	5		T153	5	5	
T154	3	4	-1	T154	3	3	
T171	6	5	1	T171	6	6	
T172	7	9	+2	T172	7	7	
T189	10	9	-1	T189	10	9x	-1
T190	7	6	-1	T190	7	6x	-1

5. Zhodnocení výsledků a nových poznatků

Existuje celá řada přístupů k predikci omaku. Pro konstrukci všech typů predikčních rovnic se využívá vlastností, které mají vztah k subjektivnímu hodnocení omaku. Některé způsoby predikce používají pro měření vlastností speciálně zkonstruované přístroje, některé se snaží využít přístrojů, které jsou běžně dostupné v textilní laboratoři. Hlavním cílem disertační práce bylo navrhnout predikční model založený právě na vlastnostech, které jsou běžně dostupné v textilní laboratoři. Pro konstrukci modelu byla použita logistická regrese (návrh metodiky nese označení BM). Vzhledem k tomu, že bylo zapotřebí predikční schopnosti navržených a používaných vlastností v BM modelu ověřit, byly pro komparaci použity vlastnosti ze systému KES.

Pro tvorbu modelu byly použity pánské oblekovky. Byly vybrány z toho důvodu, že patří do skupiny typů tkanin, pro které má systém KES vypracovaný postup, a tudíž umožňují komparaci s výsledky ze systému KES.

Tvorba objektivní predikce omaku má smysl, pokud je subjektivní hodnocení omaku v čase stabilní. Pro ověření stability hodnocení subjektivního hodnocení omaku se ověřovala opakovatelnost a reprodukovatelnost měření.

Opakovatelnost – pro test opakovatelnosti byly použity 2 skupiny hodnotitelů, kteří hodnotily předložené tkaniny 2x. Závěr hodnocení opakovatelnosti není jednoznačný. Korelační koeficienty mezi 1. a 2. hodnocením jsou vysoké: 0,87 res. 0,99, ale první skupina ve svém opakovaném posuzování hodnotila lépe než při prvním hodnocení. U druhé skupiny první hodnocení odpovídalo druhému. Jedním z možných vysvětlení je to, že první skupina hodnotila 47 tkanin, které zařazovala do 5-ti stupňové škály a druhá skupina hodnotila 28 tkanin, které zařazovala do 11-ti stupňové škály. Při vytvoření vhodného postupu a dodržení podmínek pro subjektivní hodnocení omaku lze zajistit opakovatelnost hodnocení.

Reprodukovatelnost – pro test reprodukovatelnosti byly porovnávány vzájemně 1. a 2. hodnocení obou skupin posuzovatelů mezi sebou. Porovnání prvních hodnocení vyšlo podobné – korelační koeficient je 0,9, kdežto druhých vyšlo rozdílné, i když i zde byla korelace vysoká – 0,88. Tyto výsledky plynou z toho, že byla použita stejná data jako u ověření opakovatelnosti. I zde platí, že vytvoření vhodné metodiky může vést k zajištění reprodukovatelnosti.

Pro objektivní predikci omaku byly navrženy tři různé modely založené na logistické regresi. Modely jsou označeny BM2, BM3 a BM11. Tyto modely byly porovnávány s modely vytvořenými na vlastnostech systému KES a jsou označeny KES2, KES3 a KES11. Číslo u označení modelu znamená, kolika stupňová ordinální škála byla použita pro subjektivní hodnocení omaku. Při dvoustupňové škále se hodnotitelé museli jednoznačně rozhodnout, zda je omak špatný či dobrý, u třístupňové měli navíc vloženu třídu, která umožňovala hodnotit omak jako průměrný.

Při konstrukci regresních modelů založených na logistické regresi se vychází z předpokladu, že jev, který má být následně predikován, je při tvorbě modelu jednoznačně určen. Což bohužel u omaku takto jednoznačně nelze určit. Při stanovení třídy, do které bude tkanina výsledně přiřazena, bylo rozhodnuto takto: u dvoustupňové ordinální škály, byla tkanina zařazena do té škály, kam ji přiřadila většina hodnotitelů, u třístupňové škály bylo zařazení obdobné, navíc pokud bylo maximum ve dvou třídách, byla tkanina přiřazena do prostřední třídy. U jedenácti stupňové škály byla tkanina přiřazena do mediánové třídy. Výsledné zařazení pak neukazuje pouze na to, s jakou pravděpodobností daná textilie přísluší do dané třídy, ale interpretace je daleko volnější. Ukazuje spíše, s jakou pravděpodobností by ji více hodnotitelů zařadilo do dané třídy (platí u dvou a tří stupňové škály), resp. s jakou pravděpodobností by ji kolem 50% hodnotitelů hodnotilo výše či níže.

Všechny modely vyšly statisticky významné na hladině významnosti 0,01. Porovnání výsledků analýz G^2 , R^2_{MF} , R^2_N , BIC a AIC ukazuje, že predikční schopnosti obou typů jsou prakticky shodné. Největší rozdíl je mezi KES2 a BM2, kdy KES2 vykazuje lepší predikční schopnosti, i když i zde závěry plynoucí z hodnot BIC a AIC jsou protichůdné. Nejmenší rozdíly v indikátorech predikčních schopností modelů je u modelů BM11 a KES11. Tyto závěry potvrdilo i ověření predikční schopností rovnic. U modelů BM2 (KES2) bylo špatně zařazeno 10 (7) tkanin ze 30, u modelů BM3 a KES3 bylo špatně zařazeno 9 (9) tkanin ze 30 přičemž fatálně zařazena byla u obou modelů jedna tkanina (fatálně zařazeno = místo do třídy č. 1 byla zařazena do třídy č. 3 nebo naopak). Modely BM11 a KES11 špatně zařadily 4 resp. 8 tkanin z 10. Vzhledem k tomu, že pro řadu tříd bylo k dispozici málo tkanin, a že jedenácti stupňová ordinální škála umožňuje poměrně jemné členění, tak mimo toleranci $M \pm 1$ třídu bylo modelem BM11 zařazeno 0 tkanin a modelem KES11 2 tkaniny.

Uvedené závěry ukazují, že objektivní predikce omaku tkanin založená na metodice BM je použitelná pro praktické účely. Navíc jsou výchozí údaje získány ze standardních měření a není třeba mít k dispozici extrémně drahý systém KES.

6. Práce autora se vztahem ke studované problematice

- [1] Militký, J., Bajzík, V. Surface Roughness and Fractal Dimension. *The Journal of The Textile Institute*. 2001, roč. 92, č. 3, s. 91-113
- [2] Militký, J., Bajzík, V. Surface roughness of heat protective clothing textiles. *International Journal of Clothing Science and Technology*. 2003, roč. 15, č. 3/4, s. 258-267
- [3] Militký, J., Bajzík, V. Long term cyclic deformation of fabrics with improved elasticity. *Vlákna a textil*, 2003, roč. 10, č. 2, s. 91-94
- [4] Militký, J., Bajzík, V. Surface roughness of protective clothing. *Vlákna a textil*. 2003, roč. 10, č. 3, s. 118-125
- [5] Militký, J., Bajzík, V. Characterization of Textiles Thickness Variation. In: Autex conference, Tecnitex 2001 conference – Technical Textiles: Design Textiles for Technical Applications, 2001, Povoá de Varzim, Portugal,
- [6] Militký, J., Bajzík, V. Comfort of Protective Textiles, In: World Congress 2001, High Performance Textiles, 2001, Bolton, Great Britain
- [7] Militký, J., Bajzík, V. Surface Roughness and Fractal Dimension. In: 30th International Textile Research Symposium at f Mt. Fuji. 2001, Japonsko,
- [8] Militký, J., Bajzík, V. Prediction of Protective Textiles Hand. In: First Czech Chinese Textile Seminar, 2001, Shangai, Čína, ISBN 80-7083-508-7
- [9] Militký, J., Bajzík, V. Selected Problems of Textile Fabric Hand, In: conference Textile Quality and Biotechnology, 2001, Funchal, Portugal
- [10] Militký, J., Bajzík, V. Hand Prediction of PES/wool Fabrics. In: The Third China International Textile Conference, 2002, Xian, China
- [11] Militký, J., Bajzík, V. Influence of Yarn Type on Hand of Knits. In: The XLI Congress of the International Federation of Knitting Technologies, 2002, Zagreb, Croatia
- [12] Militký, J., Hes, L., Bajzík, V. Thermal Absorptivity of Wool/PET Blends. In: Second International Conference on Heat Transfer, Fluid Mechanics and Thermodynamics HEFAT 2003, 2003, s.48, Livingstone, Victoria Falls, Zambia, ISBN 0-620-30503-7, full text na CD.

- [13] Militký, J., Bajzík, V. Characterization of Protective Clothing Surface Roughness. In: International Textile Congress, 2004, s. 251-265, Terrassa, Španělsko, ISBN 84-608-0188-8
- [14] Militký, J., Bajzík V. Popis kolísání tloušťky plošných textilií s pomocí fraktální dimenze. In: STRUTEX, 2000, ISBN 80-7083-371-8, GACR 106/99/0372
- [15] Militký, J., Bajzík, V. Comparison of Textiles Surface Roughness Description. In: STRUTEX, 2002, s. 45-52, ISBN 80-7083-668-7
- [16] Bajzík, V., Militký J. Ukázka chování některých parametrů měření drsnosti na simulovaných profilech. In: STRUTEX, 2002, s. 9-12, ISBN 80-7083-668-7
- [17] Bajzík, V. Data Comparison from Two KES Instruments. In: STRUTEX, 2004, s. 9-14, ISBN 80-7083-769-1
- [18] Bajzík, V. Predikce subjektivního hodnocení omaku pomocí vícerozměrných statistických metod. In: Zajištění kvality analytických výsledků, 2006, s. 94-101, Komorní Lhotka, ISBN 80-86380-32-7
- [19] Bajzík, V. Využití logistické regrese pro hodnocení omaku. In: Request 06, 2007, s. 5-11, Praha, ISBN 978-80-01-03709-7
- [20] Bajzík, V. Porovnání logistické regrese a diskriminační analýzy pro predikce subjektivního hodnocení omaku. In: Zajištění kvality analytických výsledků, 2007, s. 102- 110, Komorní Lhotka, ISBN 978-80-86380-37-7
- [21] Bajzík, V. Fléglová, Z. Porovnání textilií z hlediska fyziologického komfortu. In: Zajištění kvality analytických výsledků, 2008, s. 78-84, Komorní Lhotka, 2Theta, ISBN 978-80-86380-42-1
- [22] Bajzík, V. Analýza mínění hodnotitelů pro predikci omaku. In: 3 μ – Moderní matematické metody v inženýrství. 2008, s. 9-13, Dolní Lomná, ISBN 978-80-248-1871-9

7. Literatura

- [1] Juran, J.M. *Juran's Quality Control Handbook*. New York: Mc Graw Hill. 4. vyd. 1988. ISBN 0-07-033176-6
- [2] Švehla, K., Kašparová, M. *Užitná hodnota textilií*. 1.vydání. Liberec: Mineo SVÚT. 1977
- [3] Stearn, A.E., D'Acry, R.L., Postle, R., Mahar, T.J. A Statistical Analysis of Subjective and Objective Methods of Evaluating Fabric Handle. Part 1: Analysis of Subjective Assesments. *Journal of textile Machinery and Society of Japan*. 1988, roč. 34, č.1, s. 13-18
- [4] Stearn, A.E., D'Acry, R.L., Postle, R., Mahar, T.J. A Statistical Analysis of Subjective and Objective Methods of Evaluating Fabric Handle. Part 2: Relationship between Subjective and Objective Measurements. *Journal of textile Machinery and Society of Japan*. 1988, roč. 34, č. 2, s. 39-45
- [5] Slater, K. Physical Testing and Quality Control. *Textile Progress*. 1993. roč. 23, č.1, 2, 3
- [6] AATCC Technical Manual 2004. Fabric Hand: Guidelines for Subjective Evaluation, s. 383-384
- [7] Švejdová, A. Informace o provádění organoleptických zkoušek ve VÚV. In

Subjektivní a objektivní metody hodnocení plošných textilií. Dům techniky ČSVTS Ústí nad Labem. 1. vyd. 1986. S.23-30

- [8] Gong, R.H., Mukhopadhyay S.K. Fabric Objective Measurements: A Comparative Study of Fabric Characteristics. *Journal of the Textile Institute.* 1993. roč.84, č. 2, s. 192-198
- [9] Stearn, A.E., D'Acry, R.L., Postle, R., Mahar, T.J. A Statistical Analysis of Subjective and Objective Methods of Evaluating Fabric Handle. Part 3: Men's Summer Suiting Fabrics. *Journal of textile Machinery and Society of Japan.* 1988, roč. 34, č. 3, s. 79-82
- [10] Militký, J., Bajzík, V. Comfort of Protective Textiles. In *High Performance Textiles: World Congress 2001.* 1. vyd., 2001. Bolton
- [11] Peirce, F.T. The 'Handle' Of Cloth As a Measurable Quantity. *Journal of The Textile Institute.* 1930, roč. 21, s. 377-416
- [12] Ellis, B.C., Garnsworthy, R.K. A Review of Techniques for the Assesment of Hand. *Textile Research Journal.* 1980, roč. 50, č. 4, str. 231-238
- [13] Brand, R.H. Measurement of Fabric Aesthetics: Analysis of Aesthetic Component. *Textile Research Journal.* 1964, roč. 34, č. 9., s. 791-804
- [14] Kawabata, S. *The Standardisation and Analysis of Hand Evaluation.* Osaka: The Textile Machinery Society of Japan. 2. vyd. 1980
- [15] Lundgren, H.P. New Concepts in Evaluating Fabric handle. *Textile Chemistry Colorimetry.* 1969, roč.1, č. 1, s. 35-45
- [16] Alley, V.L. Revised Theory for the Quantitative Analysis of Fabric Hand. *Journal of Engineering for Industry Transactions of the ASME.* 1980, roč. 102, č.1, s. 25-31
- [17] Raheel, M., Lin, J. An Empirical Model for Fabric Hand. Part I: Objective Assesment of Light Weight Fabrics. *Textile Research Journal.* 1991, roč. 61, č. 1, s. 31-36
- [18] Pan, N., Yen, K.C., Zhao, S.J., Yang S.R. A New Approach to the Objective Evaluation of Fabric Handle from Mechanical Properties. Part I: Objective Measure for Total Handle. *Textile Research Journal.* 1988, roč. 58, č. 8, s. 438-444
- [19] Stevens, S.S. A Scale for the Measurement of Psychological Magnitude: loudness. *Psychological Review,* 1936, 1936, roč. 43, str. 405 – 416
- [20] Hes I., Dolezal I. New Method and Equipment for Measuring Thermal Properties of Textiles. *J. Text. Mach. Soc. Jpn.* 1989, roč. 42, str.124-128
- [21] Matsudaira, M. The Mechanical Properties of Fabric Handle of Polyester Fibre „Shingosen“ Fabrics. *Journal of The Textile Institute.* 1994, roč. 85, č. 2. s. 158-172
- [22] Militký J.: Objektivní a subjektivní hodnocení omaku In: 6. konference textilního zkušebnictví, Hradec Králové, 1989
- [23] Pan, N., Yen, K.C. Physical Explanatious of Fabric Extracting Curve for Fabric Handle Evaluation. *Textile Research Journal.* 1996, roč. 66, s. 279-290
- [24] Behery H.M. *Effects of Mechanical and Physical Properties on Fabric Hand.* Cmabridge:Woodhead Publishing Limited. 1. vyd. 2005. ISBN 978-85573-918-5
- [25] Blatná. D. *Neparametrické testy.* Praha: VŠE Praha. 1. vyd. 1996
- [26] Dobrov, G.M. *Exspertnye ocenki b naučno-techničeskom prognozirovanii.* Kijev: Naukova dumka. 1.vyd. 1974
- [27] Hu, J., Chen, W., Newton, A. A Psychophysical Model for Objective Fabric Hand Evaluation: An Application of Stewens's Law. *Journal of The Textile Institute.* 1993,

roč. 84, č. 3, s. 354-363

- [28] Olehla, M., Věchet, V., Olehla, J. *Řešení úloh matematické statistiky ve fortranu*. Praha: NADAS. 1.vyd. 1982
- [29] Binns, H. The Discrimination of Wool Fabrics by the Sense of Touch. *British Journal of Psychiatry*. 1926, roč. 16, s. 237-247
- [30] Howorth, W.S. The Handle of Suiting, Lingerie and Dress Fabric. *Journal of The Textile Institute*. 1964, roč. 55, č. 4, s. 251-256
- [31] Kim, C., Vaughn, E.A. Prediction of Fabric Hand from mechanical Properties of Woven Fabrics. *Journal of textile Machinery and Society of Japan*. 1979, roč. 24, s. 47-56
- [32] Howorth, W.S., Oliver, P.H. The Application of Multiple Factor Analysis to the Assesment of Fabric Handle. *Journal of The Textile Institute*. 1958, roč. 49, č. 11, s. 540-553
- [33] Yick, K.L., Cheng, K.P.S., How, Y.L. Subjective and Objective Evaluation of Men's Shirting Fabrics. *International Journal of Clothing Science and Technology*. 1995, roč. 7, č. 4, s. 17-29
- [34] Cardello, V.A., Winterhalter, C., Schutz, H.G. Predicting the Handle and Comfort of Military Clothing Fabrics from Sensory and Instrumental Data: Development and Application of New Psychophysical Methods. *Textile Research Journal*. 2003, roč. 73, č. 3, s. 221-237
- [35] Behery H.M. Comparison of Fabric hand Assessment in the United-States and Japan. *Textile Research Journal*. 1986, roč. 56, č. 4, s. 227-240
- [36] Bishop, D.P. Fabric: Sensory and Mechanical Properties. *The Textile Progress*. 1996. roč. 26, č. 1, s. 1-62.
- [37] Matsuo, T., Nasu, N., Saito, M. Study on the Hand. *Journal of The Textile Machinery Society of Japan*. 1971. roč.17, č.3, s. 92-104
- [38] Winakor, G., Kim, C.J., Wolins, L. Fabric hand – Tactile Sensory Assessment. *Textile Research Journal*. 1980, roč. 50, č. 10, s. 601-610
- [39] Holme, I. Objective Evaluation of Fabrics. *Textle Horizons*. 1984. roč. 4, č. 9, s. 39-41
- [40] Whisney, A.J., Winakor, G., Wolins, L. Home. Econ. Res. Japan, 8, 1979
- [41] Řehák, J., Řeháková, B. *Analýza kategorizovaných dat v sociologii*, 1. vydání. Praha: Academia, 1986
- [42] Bajzík, V., Militký, J., Vacková, N. Subjektivní hodnocení omaku tkanin vlnařského typu. In *Struktura a strukturní mechanika textilií: Liberec*. 1. vyd., 1994, s. 129-137
- [43] Powers, D. Xie, Y. *Statistical Methods for Categorical data Analysis*. San Diego: Academic Press. 1. vyd. 2000. ISBN 0-12-563736-5
- [44] Hui, C.L., Lau, C, T.W., Ng, S.F., Chan, K.C.C. Neural Network Prediction of Human Psychological Perceptions of Fabric Hand. *Textile Research Journal*. 2004, roč. 74, č. 5, s. 375-383
- [45] Hes L., Doležal I.: New Method and Equipment for Measuring Thermal Properties of Textiles. *Journal of Textile Machinery Society of Japan*. 1989. roč. 35, č. 8, s. 124-128. (1989)
- [46] Lesyková E. a kol. *Česko-anglický technický textilní slovník*. Brno: Výzkumný ústav pletářský. 1.vyd.1971
- [47] Romesburg, H.Ch. *Cluster Analysis for Researches*. Lulu Press. 1. vyd. 2004 . ISBN

1-4116-0617-5

- [48] Rong, G.H., Slater, K., Fei, R.C. The Use of Cluster Analysis for Grading Textile Yarns. *Journal of The Textile Institute*, 1994. roč. 85, č.3, s. 389-396
- [49] Reichstadter B., Fleissig J., Malčík P.: Hodnocení jakosti plošných textilií. *Textil*. 1981. roč. 36, č. 12, s. 444-446
- [50] Malčík, P. *Moderní postupy měření užitečných vlastností plošných textilií*.
- [51] Pan, N., Zeronian, S.H. An Alternative Approach to the Objective Measurement of Fabrics. *Textile Research Journal*. 1993, roč. 63, č. 1, s. 33-43
- [52] Hosmer, D., Lemeshow, S. *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley&Sons. 1. vyd. 2000. ISBN 0-471-35632-8
- [53] Pokorný, J., Valentová H., Panovská Z. *Senzorická analýza potravin*, Praha: VŠCHT. 1.vyd. 1999. ISBN 80-7080-329-0
- [54] Pokorný, J., Davídek, J. *Analýza potravin, část B – Senzorická analýza*, SNTL, Praha, 1986
- [55] Magnenat-Thalmann, N. a kol. From Physics-based Simulation to the Touching of Textiles. *The International Journal of Virtual Reality*. 2007, roč. 6, č. 3. s. 35-44
- [56] Govindaraj, M. Haptic Simulation of Fabric hand. In: Project I00-P08. [cit. 23.4.2008]. Dostupný na :
<http://www.ntcresearch.org/pdf-rpts/anrp01/I00-P08-A1.pdf>
- [57] Militký, J., Bajzík, V. Surface Roughness of Heat Protective Clothing Textiles. *International Journal of Clothing Science and Technology*. 2003. roč. 13. č. 3/4, s. 258-267
- [58] Behera, B.K. Comfort and Handle Behaviour of Linen Blended Fabrics. *AUTEX Research Journal*. 2007, roč. 7, č. 1, s. 33-47
- [59] kolektiv. *Nárys fyziologie člověka*. In: Sešit V. – Obecná fyziologie nerstva a svalstva, senzorické funkce CNS. Praha: Ústav lékařské fyziologie. 1.vyd. 1991. ISBN 80-7066-498-3
- [60] Vigué, J., Orte, M.E. *Atlas lidského těla*. Praha 2005
- [61] Schiffman, H.R. *Sensation And Perception*. John Wiley & Sons. 5. vyd. 2001. ISBN 0-471-24930-0
- [62] Neumann, R., Molnár, P., Arnold, S. *Senzorické skúmanie potravín*. Bratislava: 1. vyd. 1990. ISBN 80-05-00612-8
- [63] Adovasio, J.M., Soffer, O., Klíma, B. Upper Palaeolithic Fibre Technology: Interlaced Woven Finds from Pavlov I, Czech Republic, c. 26000 Years Ago. *Antiquity*. 1996, r. 70, s. 526 -534
- [64] Meloun, M., Militký, J. *Statistická analýza experimentálních dat*. 1. vydání. Praha: Academia, 2004, ISBN 80-200-1254-0
- [65] Raveh, A. On Quick Estimates of Pearson R from Scatter Diagrams. *American Statistician*. 1985. r. 39, č. 3, s. 239-240
- [66] Mudholkar, G.S., Trivedi, M.S., Lin, T.C. An Approximation to the Distribution of the Likelihood ratio Statistic for Testing Complete Independence. *Technometrics*. 1982. r. 24, č. 2, s. 139-143
- [67] Meie, L., Xiaolan, S., Li, Z. A Study of Method of Measuring and Evaluating Fabric Handle. In: *Textile Science 91: Technická univerzita v Liberci*. 1. vyd., 1992. s. 41-50
- [68] Pan, N. Quantification and Evaluation of Human Tactile Sense Towards Fabrics. *Int.*

- Journal of Design & Nature*. 2006. roč. 1, č.1, s. 1-13
- [69] Strazdiene, E., Gutauskas, M. New Method for the Objective Evaluation of Textile hand. *Fibres & Textiles in Eastern Europe*. 2005. roč. 13, č. 2, s. 35-38
- [70] Mahar, T.J., Postle, R. International Fabric Handle Survey. In *Objective Evaluation of Apparel Fabrics: The Textile Machinery Society of Japan*. 1. vyd., 1983, s. 261-271
- [71] Chang, B.L. a kol. A New Approach To Evaluate Total Hand Value. In *The sixth Int. Conf. On Environmental Ergonomy: Monteneblo*. 1.vyd., 1994, s. 184-185
- [72] Raheel, M., Lin, J. An Empirical Model for Fabric Hand. Part II: Subjective Assesment. *Textile Research Journal*. 1991, roč. 61, č. 2, s. 79-82
- [73] Pan, N., Yen, K.C., Zhao, S.J., Yang S.R. A New Approach to the Objective Evaluation of Fabric Handle from Mechanical Properties. Part II: Objective Measure for Primary Handle. *Textile Research Journal*. 1988, roč. 58, č. 9, s. 531-537
- [74] Pan, N., Ryu H.S. An Alternative Approach to the Objective Evaluation of Fabric. *Textile Research Journal*. 1993, roč. 63, č. 1, s. 33-43
- [75] Park, S.W. a kol. Total Handle Evaluation from Selected Mechanical Properties of Knitted Fabrics Using Neural Network. *International Journal of Clothing Science And Technology* 2001, roč. 13, č. 2, s. 106-114
- [76] Lai S.S., Shyr, T.W., Lin, J.Y. Comparison between KES-FB and FAST in Discrimination of Fabric Characteristics. *Journal of Textile Eng.* 2002, roč. 48, č. 2, s. 43-49
- [77] Tester, D. *Application of FAST to Fabric and Garment Manufacture*. Sydney: CSIRO press. 1988
- [78] Kolektiv. *FAST – Fabric Assurance by Simple Testing. Instruction Manual*. Sydney: CSIRO press
- [79] Boos, A.D., Tester, D. *SiroFAST – Fabric Assurance by Simple Testing*. Sidney: CSIRO press. 1994. ISBN 0 643 06025 1
- [80] Philippe, F. a kol. Sensory Analysis: State of Art. Application to Textile Evaluation. In *2001 International Textile Congress: Terrassa*. 1.vyd., 2001. s. 269-275
- [81] Lee, S. a kol. Analysis of Finger Motion in Evaluating of the Hand of Cloth. In *6th International Computing on Entertainment Computing- ICEC 2006: Shanghai*. 2006. [cit. 23.4.2008]. Dostupný na :
www.idemployee.id.tue.nl/g.w.m.rauterberg/conferences/CD_doNotOpen/ADC/final_paper/681.pdf
- [82] Agresti, A. *Analysis of Ordinal Categorical Data*. New York: John Wiley&Sons. 1. vyd. 1984. ISBN 0-471-89055-3

8. Summary

The novel method for the objective hand evaluation called BM is proposed in the doctoral work. The method is realized on fabrics determined for suits. It leads to possible comparison with the results based on the measurements flowing from KES. Only such properties were chosen for prediction which is possible to obtain by measuring on the instruments which are to disposal in the standard textile laboratory. A logistic regression was used for the creation of model for prediction of the subjective hand evaluation. The logistic regression for binary data was used in the case of two degree ordinal scale for the subjective hand evaluation and the ordinal logistic regression was applied in the case for more than two degree ordinal scale – proportional odds model was used. The models for the prediction in two, three and eleven degree ordinal scale were created. The results from BM models are compared with models based on the characteristics from KES. The insignificant differences of results of models based on the KES and BM method are shown by analysis of models and the verification of their prediction abilities.

Vydala Textilní fakulta, Technické univerzity v Liberci
jako interní publikaci pod pořadovým číslem
DFT/3/2009 v počtu 20 výtisků