

Measuring attitudes towards interprofessional learning. Testing two German versions of the tool "Readiness for Interprofessional Learning Scale" on interprofessional students of health and nursing sciences and of human medicine

Abstract

Objective: In order to verify the methodological quality of two versions of a tool for measuring attitudes towards interprofessional learning, we adapted – in terms of translation and scale form – the Heidelberg Version [1] of *Readiness for Interprofessional Learning Scale - RIPLS* [2], a methodologically controversial tool that had been translated into German, and compared both the original and new versions.

Method: Three items were reworded and the scale form altered (from five to four levels), leading to the Halle Version that was validated by means of a cognitive pretest ($n=6$). Both questionnaires were completed by students taking the interprofessional degree program in Health and Nursing Sciences (HNS) and by students of Human Medicine. The test quality of both tools was examined by analyzing the main components and reliability using the scales allocation of the items as according to Parsell and Bligh [2].

Results: The questionnaires were randomly assembled and distributed to 331 students. The response was $n=320$ (HNS $n=109$; Medicine $n=211$). The Halle Version "RIPLS-HAL" of the questionnaire was completed by $n=166$ and the Heidelberg Version "RIPLS-HDB" by $n=154$. In the main component analysis the data could not depict the scale patterns of the original Australian tool. The reliability values of both the Heidelberg and Halle versions were only satisfactory for the "Teamwork and Collaboration" and "Professional Identity" scales.

Conclusions: The German version of the Readiness for Interprofessional Learning Scale has only limited suitability for recording the attitude towards interprofessional learning. The present versions can be regarded as an approach towards developing a more suitable tool.

Keywords: interprofessional learning, testing of instruments, attitude measurement, health professions

Christiane Luderer¹

Matthias Donat²

Ute Baum¹

Angelika Kirsten¹

Patrick Jahn³

Dietrich Stoevesandt⁴

¹ Martin-Luther-University Halle-Wittenberg, Faculty of Medicine, Institute for Health and Nursing Science, Halle (Saale), Germany

² Martin-Luther-University Halle-Wittenberg, Faculty of Philosophy – Educational Sciences, Institute for Pedagogy, Halle (Saale); Germany

³ University Clinic Halle A.ö.R., Head of Administration Healthcare Research, Halle (Saale), Germany

⁴ Martin-Luther-University Halle-Wittenberg, Faculty of Medicine, Head of Dorothea-Erxleben-Learning-Center, Halle (Saale), Germany

Background

In medicine, interprofessional learning is defined as "learning from, with and about each other through interacting between members of two or more professions – either as a product of vocational training or as a spontaneous happening" [3]. Interprofessional learning is recommended in order to improve cooperation and quality in healthcare [4]. The varying structures of the qualifications in the health profession in Germany make continuous shared learning over a longer period difficult [5], so that

up to now there are only insufficient data available regarding the willingness or readiness in the individual health-care professions to take part in interprofessional learning. This willingness can result or be brought about, for example through measuring the attitudes towards interprofessional learning.

Attitudes are to be understood as multi-dimensional, hard to operationalize systems that influence actions and behavior indirectly and interpersonally in a variety of ways [6]. It is difficult to demonstrate a direct interdependence between knowledge, attitude and behavior and this is also not inevitably found in clinical decision-making [7].

Nevertheless, attitudes and stereotypes with respect to colleagues in one's own profession or in other professional groups are looked on as important factors for the success of teamwork [8]. The attitude towards interprofessional learning represents a prerequisite that promotes learning achievement and the development of one's own professional identity as opposed to the other professions in the team [9], [10].

Since 1999, the Martin-Luther-University Halle-Wittenberg has offered an interprofessional study course in Health and Nursing Sciences (HNS). Students in nursing, midwifery and therapy professions learn together in the Faculty of Medicine and carry out clinical and scientific projects together. Compliant with the position paper on interprofessional education in healthcare professions [11], course units for HNS and medicine students were conceptualized in 2013 and have been provided since then by an interprofessional workgroup. Since 2016, within the frame of a project supported by the Robert Bosch Foundation, new learning stages are being developed and provided as compulsory teaching programs. Scientific monitoring is being used to register the impact of interprofessional teaching on the attitudes of students towards interprofessional learning during their studies and beyond. In order to depict the attitudes to interprofessional learning, a tool is required that on the one hand does justice to the complexity of measuring attitudes and has on the other hand good practicability, so that it can be used regularly in the evaluation of the courses. A test run with appropriate tools served at the same time as an upfront inventory.

The tool for measuring the readiness for interprofessional learning (RIPLS) [2] that was published by Parsell and Bligh in 1999 has already been translated into German; however, tests have not shown a clear recommendation for RIPLS [1]. Nevertheless, due to intensive use internationally and to the predominantly positive experience gained [12], the RIPLS has been applied and modified, as agreed on with the translators of the Heidelberg Version (RIPLS-HDB). The new Halle Version (RIPLS-HAL) differs from the original in that three items have been reworded and the scale form altered. Both tools were tested by a cohort of medical students and in the HNS study courses.

State of Research

The effects of interprofessional learning are increasingly becoming a popular subject in publications, of which only a few do justice to the character of interprofessional learning as a complex intervention with sustainable effects all the way into clinical practice [13]. Several publications report significant findings with larger samples when using tools such as RIPLS [14], [15]; others have a conceptual character [16] and refer to the effects of specific didactical approaches of interprofessional learning [17] or focus on the students' satisfaction [18]. In their systematic review, Reeves et al. [19] confirmed the necessity

of giving future studies on this theme a distinct profile in order to demonstrate the marked impact of interprofessional learning.

Tannhauser et al. have searched through various instruments for interprofessional learning and cooperation, recording not only attitudes and perceptions but also factors of interaction [20]. Twenty-three studies were examined, from which six tools dealing with interprofessional learning were identified where RIPLS [2] and IEPS (Interdisciplinary Education Perception Scale) [21] were two tools which had already been sufficiently evaluated [20]. In comparison, a similar methodological quality with a different usage can be seen: while the RIPLS tool covers one's own willingness towards shared learning, IEPS is more suitable for advanced learners who reflect their own perception of teamwork more consciously [22].

One of the most applied tools for evaluating interprofessional education processes is the scale developed and tested by Parsell and Bligh [2], which is internationally well known [1], [12]. This is followed by several translations with heterogeneous statements about the test quality: the Australian original was tested as satisfactory, whereby the three-factorial variant seemed doubtful [23]. A positive evaluation was given to the Japanese translation [24] and to a Canadian French version [25], but the factor structure of the original version could not be confirmed for these. The present German version RIPLS-HDB by Mahler et al. (2014) is seen as methodically critical [1] and the same applies to the Swedish version [26]. Whereas the RIPLS authors characterize the tool as a readiness tool, most of the items refer back to attitudes towards interprofessional learning from which readiness can be derived. For this reason, RIPLS in this project has been characterized and applied as an attitude tool. The study's aim was to determine whether the adapted RIPLS-HAL (adapted in translation and scale form) leads to a better measurement quality in comparison to RIPLS-HDB.

Methodical approach

Instruments applied for measuring the attitude towards interprofessional learning

The Australian Version of RIPLS [2]

The Australian scale is intended for registering the readiness for interprofessional learning. It consists of the following three subscales [2]:

“Teamwork and Collaboration”: The nine items in this subscale represent the assumption that shared learning has advantages. Six of the items focus on acquiring team competences and using these for specific goals. The three other items pursue the construction of relationships with prospective physicians and other healthcare professionals. All of the items express positive aspects of teamwork and collaboration.

“Professional Identity”: This subscale with its three negative and four positive items intends capturing statements concerning professional identity. The items refer to task

areas of learning and working and to the assessment of the advantages of interprofessional learning. Whereas the negatively expressed items are oriented towards waste of time and the non-necessity of interprofessional learning or mono-professionalism, some of the advocating items are, among others, communicative and interprofessional competence as well as the positive appreciation of interprofessional group work.

„Roles and Responsibilities“: The shortest of the three subscales consists of only three items, which target professional self-conception and confidence in the roles of one's own profession in healthcare. Thus, the scale is devoted to the contradictions resulting from shared learning and the partly contrasting situations found in clinical practice.

All of the RIPLS subscales have a five-step response format (“Strongly agree”, “Agree”, “Undecided”, “Disagree”, “Strongly disagree”).

The German translation of RIPLS [1]

The RIPLS developed by Parsell and Bligh [2] was first translated into German by the Department of General Medicine and Healthcare Research at the University Clinic Heidelberg [1]. Translated in a multi-stage process, the scale compiles the same 19 items as the original. The three subscales and the five-step response format (“Strongly agree”, “Agree”, “Undecided”, “Disagree”, “Strongly disagree”) of the original version were also adopted.

Adaption of the German version of RIPLS

The adaption of the Heidelberg Version to create the Halle Version was performed by an interprofessional group of experts from the University Halle-Wittenberg ($n=7$) that included colleagues from the Departments of Medicine, Nursing Science, Teaching Methodology in Health Professions, Pedagogical and Clinical Psychology as well as from the research field of decision-making and attitude measurement. Particular attention was paid to the content validity of the tool. The content validity of RIPLS-HAL at item level could on the whole be proven. The identification of RIPLS-HAL as a tool for registering the readiness, i.e. preparedness or intention towards a certain behavioral pattern was discussed and because of the distinct focus on the positive or negative evaluation of interprofessional learning and its impact, the RIPLS was characterized mainly as an instrument for measuring attitudes.

The adaption consisted of changing the response scale to a four-level format, similar to dis-/agree in the original (“Disagree”, “Somewhat disagree”, “Somewhat agree”, “Agree”), in order to take the decision-making impact of an even number of responses into consideration [27]. In addition, the language of some of the items was modified, which can be seen in Table 1. The aim here was to ensure that the contents of the items were understood. For example, the expression “health problems” would be understood as a professional instruction by members of the healthcare professions in Germany (cf. ICD, [28], whereas

“patients' problems” would be more likely be perceived as a task for social care.

Since uneven scale formats are not undisputed [29] and the methodological effects of changing the scale format with regard to attitude measurement are still under discussion [30], it was important to find out to what extent response behavior would change if the scale format was altered from an uneven number to an even number of responses. After consulting the Department for General Medicine and Healthcare Research at the University Clinic Heidelberg, it was decided to test both versions. The objective was on the one hand to examine the impact of the change in the response format on the response behavior and on the validity of the tool. On the other hand, the German version by Mahler et al. [1] was checked solely by non-medical healthcare professions. This was the first time in which a survey of this size was carried out comparatively with medical students and students of other healthcare professions in one faculty.

Cognitive pretest of RIPLS-HAL

Using the “Think aloud” method, a cognitive pretest was performed on the modified tool to check the validity, applicability and linguistic comprehensibility [31]. This qualitative cognitive procedure enables insight into the reflective processes during answering. The cognitive pretest took place during a voluntary random survey and included professionally experienced students in the Master Course for Health and Nursing Science at the Martin-Luther-University Halle-Wittenberg (two physiotherapists, three nurses and a midwife; $n=6$). Apart from requesting the participants to make their thoughts transparent regarding the purpose and comprehensibility of the questions, they were also asked about the purpose and reasoning behind their responses. Since the cognitive pretest with all the respondents confirmed the comprehensibility and ease of handling the questionnaire, the tool was released for standardized testing.

Sample and access to the field

A random sample was recruited from the Medical Faculty of the Martin-Luther-University Halle-Wittenberg and consisted of medical students and interprofessional HNS students who were given the questionnaires during specific course lectures that took place in October and November 2014.

Data transmission and quality check

The questionnaires were created using interview software and transferred to a randomized stack (randomization by means of an electronically generated randomized list). The completed questionnaires were then scanned in, opposing items were reversed and integrated in the list of categories and finally a random check for transmission errors was performed which showed no quality defects.

Table 1: Comparison of the changed items in RIPLS-HDB and RIPLS-HAL

RIPLS-HDB	RIPLS-HAL
2. Patienten würden letztendlich profitieren, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten würden, um die Probleme der Patienten zu lösen. 2. <i>Ultimately, the patients would benefit if the members of the healthcare professions worked together to solve the patients' problems.</i>	2. Patienten profitieren letztendlich, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten, um die Gesundheitsprobleme der Patienten zu lösen. 2. <i>Ultimately, the patients benefit if the members of the healthcare professions work together to solve the patients' health problems.</i>
<i>Parsell and Bligh [2]: Patients would ultimately benefit if health care students worked together to solve patient problems</i>	
7. Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe während der Ausbildung wird die Beziehungen nach Berufsabschluss verbessern. 7. <i>Shared learning with members of other healthcare professions during training will improve relationships after qualifying.</i>	7. Wenn Angehörige verschiedener Gesundheitsberufe während der Ausbildung gemeinsam lernen, wird das deren Arbeitsbeziehungen nach Berufsabschluss verbessern. 7. <i>If members of various healthcare professions learn together during training, their working relationships after qualifying will improve.</i>
<i>Parsell and Bligh [2]: Learning between health care students before qualification would improve working relationships after qualification</i>	
16. Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Patientenproblemen zu ergründen. 16. <i>Shared learning will contribute towards finding out the reasons for patients' problems.</i>	16. Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Gesundheitsproblemen zu ergründen. 16. <i>Shared learning will contribute towards finding out the reasons for health problems.</i>
<i>Parsell and Bligh [2]: Shared learning will help to clarify the nature of patient problems.</i>	

Data analysis

The data analysis was aimed at determining the methodological quality of both RIPLS versions. To check the factor structure, an explorative analysis of the main components was carried out with a factor extraction method, in which the correlation matrix of the data was checked by means of the Kaiser-Meyer-Olkin criterion and the suitability of the sample determined by means of the Bartlett Test [32], [33], [34]. The reliability was defined by the internal consistencies (Cronbachs Alpha) [35]. The IBM Statistics SPSS 22 software was used for the data analysis.

Results

Response and description of the sample

A total of 331 questionnaires were distributed (medicine: 220; HNS: 111) and completed with a response of 96% ($n=320$). The responses consisted of 166 questionnaires in version RIPLS-HAL and 154 in version RIPLS-HDB.

The basic data set contained socio-demographic data such as age, gender, current year of study or training, and profession before starting to study. Compared with the HNS students ($n=109$), the medical students ($n=211$) in both groups were represented nearly twice as often. This reflects the actual distribution of the students in the Faculty of Medicine. Table 2 shows the descriptive characteristics of both samples.

Factor-analytical view of the RIPLS Items – RIPLS-HDB

To check the structure of the original RIPLS items [2] in the translation by Mahler et al. [1], an principal components analysis was carried out. Factor analysis for RIPLS-HDB have not been performed up to now; this is a first report. Since the factor structure of a questionnaire fol-

lowing a translation cannot inevitably be reproduced due to cultural and linguistic differences, an exploratory factor analysis was carried out instead of following a confirmatory procedure. The evaluation strategy used by Parsell and Bligh [2] was selected since this enabled a comparison of the results. This strategy consists of an analysis of the main components followed by Varimax rotation. Missing item responses were replaced by the respective item mean value.

The Kaiser-Meyer-Olkin Index (= .76) resulted in an average sample suitability; the Bartletts' Test ($p < .001$) proved that the items were suitable for performing a main component analysis [33]. Seven factors with eigenvalues larger than one resulted from the initial main component analysis: $\lambda_1 = 4.23$; $\lambda_2 = 2.05$; $\lambda_3 = 1.41$; $\lambda_4 = 1.20$; $\lambda_5 = 1.12$; $\lambda_6 = 1.05$; $\lambda_7 = 1.003$. The parallel analysis according to Horn [34] indicated two factors, since the empirically determined eigenvalue of the third factor was barely under the corresponding randomly determined eigenvalue (= 1.44). Determining the number of factors by means of the eigenvalue progression (Scree Analysis, [36]) did not produce a definite result. Due to the original construction idea of the tool by Parsell and Bligh [2] consisting of three subscales, three factors were still assumed in the further calculations.

In the subsequent main component analysis with Varimax rotation the three factor solution (see Table 3) resulted in an explained variation of 40%. It was seen that with one exception (TC8) the items of the subscale "Teamwork and Collaboration" showed the highest loadings on the first factor each time. Three of these items (TC2, TC7, TC9) showed only loadings of $<.50$ on this factor. As expected, the second factor was substantially fed only by items PI2 and PI3 from the subscale "Professional Identity", whereas the highest loading was shown on the third factor by item PI1 and on the first factor by the remaining items of the subscale, respectively. The items of the subscale "Roles and Responsibilities" had the highest

Table 2: Descriptive characteristics of both samples

	RIPLS-HAL	RIPLS-HDB					
Medicine	67.5% (n=112)	64.3 % (n=99)					
HNS	32.5 % (n=54)	35.7 % (n=55)					
Total	100% (n=166)	100% (n=154)					
Gender		Age					
	female	male	missing	16-20	21-40	> 40	missing
RIPLS- HAL	68.7% (n=114)	27.7% (n=46)	3.6% (n=6)	32.5% (n=54)	43.4 % (n=72)	2.4 % (n=4)	21.7% (n=36)
RIPLS- HDB	67.5% (n=104)	26% (n=40)	6.5 % (n=10)	33.1% (n=51)	56.5% (n=87)	1.3% (n=2)	9.1% (n=14)

Table 3: Factor loadings of the RIPLS-HDB acc. to Varimax-Rotation

Code	Text	Factor				Statistic Item responses: $148 \leq n \leq 153$	
		1	2	3	M		
Teamwork and Collaboration (TC)							
TC1	Learning together with members of other healthcare professions will contribute to my playing a more effective role in the teamwork.	.57	.26	.01	2.07	0.86	
TC2	Ultimately, the patients would benefit if the members of the healthcare professions worked together to solve the patients' problems.	.37	.33	-.30	1.45	0.65	
TC3	Shared learning with members of other healthcare professions will increase my ability to understand clinical problems.	.50	.18	-.18	2.00	0.83	
TC4	Shared learning with members of other healthcare professions during training will improve relationships after qualifying.	.55	.14	.12	2.08	0.80	
TC5	Communicative skills should be learnt together with members of other healthcare professions.	.57	-.03	-.23	2.20	0.76	
TC6	Shared learning will have a positive influence on my opinion about other healthcare professions.	.62	.08	-.01	2.16	0.82	
TC7	In order for small-group work to be successful, the members of the healthcare professions must mutually trust and respect each other.	.32	.20	.16	1.44	0.61	
TC8	It is essential that all members of the healthcare professions develop teamwork competences.	.12	.56	-.02	1.40	0.63	
TC9	Shared learning will help me recognize my own limitations.	.46	.38	.27	2.21	0.91	
Professional Identity (PI)							
PI1	I do not want to waste my time learning together with members of other healthcare professions.	-.38	-.35	.56	4.38	0.78	
PI2	For training and further education, it is not necessary that members of healthcare professions learn together.	-.17	-.53	.05	3.69	1.10	
PI3	Solving clinical problems can only be learnt together with members of one's own field of expertise.	.16	-.84	.12	3.64	1.12	
PI4	Shared learning with members of other healthcare professions will help me to communicate better with patients and other experts.	.54	.01	-.06	2.08	0.83	
PI5	I would welcome the opportunity to work together in small projects with members of other healthcare professions.	.62	.09	-.36	2.18	0.89	
PI6	Shared learning will contribute towards finding out the reasons for patients' problems.	.63	-.02	.11	2.14	0.82	
PI7	Shared learning before qualifying will help me to contribute better to working in a team.	.70	-.10	.28	2.24	0.84	
Roles and Responsibilities (RR)							
RR1	The task of nurses, therapists and technical assistants is mainly to give the physicians support.	.08	-.34	.47	3.48	1.04	
RR2	I am not sure what my professional role is.	.19	-.05	.48	3.91	1.03	
RR3	I must acquire distinctly more knowledge and skills than members of other healthcare professions must.	-.12	.15	.72	2.81	1.21	

Note. Each highest loading is printed in bold print; the grey coloring marks the expected affiliation of the item to each factor acc. to Parsell and Bligh [2].

loadings on the third factor, as expected, whereby only the loading of item RR3 was larger than .50. In the reliability analysis using the items scales acc. to Parsell and Bligh [2] and following re-coding of negatively formulated items, the following statistical values resulted (Cronbachs Alpha): for Teamwork and Collaboration: $\alpha=.71$; for Professional Identity: $\alpha=.61$; for Roles and Responsibilities: $\alpha=-.27$ (without re-coding RR2: $\alpha=-.38$).

Factor-analytical view of the RIPLS Items – RIPLS-HAL

An exploratory analysis of the main components was also carried out to check the structure of the modified RIPLS version. Missing item responses were replaced by the respective item mean value. The Kaiser-Meyer-Olkin Index ($=.78$) also showed an average sample suitability and the Bartlett's Test ($p<.001$) proved that the items were suitable for performing a main component analysis [33]. Six factors with eigenvalues larger than one resulted from the initial main component analysis: $\lambda_1=4.27$; $\lambda_2=1.68$;

$\lambda_3=1.64$; $\lambda_4=1.15$; $\lambda_5=1.08$; $\lambda_6=1.01$. The parallel analysis according to Horn [34] indicated three factors for RIPLS-HAL, since the empirically determined eigenvalue of the third factor laid under the corresponding randomly determined eigenvalue (=1.34). Determining the number of factors by means of the eigenvalue progression (Scree Analysis, [36]), however, pointed rather to one factor. Returning to the original construction idea of the tool by Parsell and Bligh [2] with three subscales, three factors were still assumed in the further calculations here, too. In the subsequent main component analysis with Varimax rotation, the three factor solution (see Table 4) resulted in an explained variation of 40%. It was seen that five items of the subscale "Teamwork and Collaboration" showed the highest loading on the first factor each time, while the items TC4 and TC7 showed loadings of $<.50$ on this factor. The remaining four items substantially fed an individual second factor. None of the items of the subscale "Professional Identity" showed substantial loadings on the second factor. However, with the exception of item PI3 (highest loading on the third factor), these items loaded on to the first factor. The items of subscale "Roles and Responsibilities" depicted the scale with loadings $>.50$ on the third factor.

In the reliability analysis using the items scales acc. to Parsell and Bligh [2] and following re-coding of negatively formulated items, the following statistical values resulted (Cronbachs Alpha): for Teamwork and Collaboration: $\alpha=.71$; for Professional Identity: $\alpha=.68$; for Roles and Responsibilities: $\alpha=-.09$ (without re-coding RR2: $\alpha=-.47$).

Summary of the results

The results show that the factor structures of both tools cannot be depicted with regard to the first and second scales (Teamwork and Collaboration; Professional Identity), although the Heidelberg Version was more clearly structured with regard to the Teamwork and Collaboration scale than the Halle Version in this survey. The third scale (Roles and Responsibilities) was confirmed in both RIPLS versions by means of the loadings in their structure but the low internal consistence (due to the heterogeneous content of the three items) pointed to this scale's lack of quality. The scales Teamwork and Collaboration as well as Professional Identity indicate a moderate internal consistence with both tools.

Discussion of the results

The results justify a critical inspection of the German versions of RIPLS with regard to their suitability, as was confirmed by the Heidelberg workgroup who had done the translation [37]. When comparing the main component analysis of both versions (RIPLS-HDB vs. RIPLS-HAL), it is not entirely clear how such differing loadings can occur in a factor analysis when the items are only slightly different. This confirms the scales' low replication quo-

tient, which is typical for attitude research when existing tools are subsequently tested [38].

A possible explanation for this could lie in the fact that the changed scale format (even vs. uneven) might have led to a change in the response behavior, particularly regarding the reliability and validity [39]. However, it seems strange that such differing loading patterns are found for similar values on internal consistence, e.g. in the scale Teamwork and Collaboration.

The response format of the Halle version (Likert Scale with four-level response format) was chosen to examine the effects of the tendency towards the center, as used in the Heidelberg version (five-level response format). Choosing a six-level response format, as is currently under methodological discussion, might have been an alternative here [40]. However, this form was chosen because attitude measuring in particular is often done with a four- and five-level response format [38], [41]. There is no actual connection to an improvement or deterioration of the internal consistence when compared to RIPLS-HDB but this should be ignored due to the unconfirmed structure of the subscales.

The testing of the internal consistence of the RIPLS-HDB subscales in comparison with the preliminary examinations in 2014 [1] shows clearly how heterogeneous and therefore unreliable the completion of the questionnaires is. This could be due to the composition of the sample in this test, since it deviated from the first RIPLS-HDB survey [1] to the effect that the majority of the participants were medical students whereas in the preliminary surveys no medical students took part. If the medical students' attitudes differed from those of the other students, who were already studying interprofessional, then this could have led to an inconsistent response behavior. However, this could also be understood as a further point of criticism of RIPLS because the development of such a tool should have the aim of being suitable for registering the attitudes of all those involved (in health and nursing sciences as well as human medicine) towards interprofessional learning. Alternatively, RIPLS versions could be developed which could be used for specific target groups, thus leading to potentially differing but nevertheless valid and reliable results.

Examining the content validity at the item level during the cognitive pretest showed that, in spite of the non-reproducible structure of the subscales, the individual items provide the interested practitioner with a good chance of getting data on the attitude towards interprofessional learning. The tool itself, however, does not do justice to an instrument for measuring attitude because the allocation of the items to the scales according to Parsell and Bligh [2] seems to be random. The content validity of Parsell and Bligh's three subscales and the tool as a whole should obviously be queried because it cannot be clearly assumed that the scale measures what it purports to measure [1], [2], [37].

Apart from this, it ought to be considered whether Parsell and Bligh's approach [2] in the theoretical conception of RIPLS should – from a psychological point of view – be

Table 4: Factor loadings of the modified RIPLS Items (RIPLS-HAL) acc. to Varimax-Rotation

Code	Text	Statistic Item responses: $154 \leq n \leq 164$					
		Factor			M	SD	
		1	2	3			
Teamwork and Collaboration (T&C)							
TC1	Learning together with members of other healthcare professions will contribute to my playing a more effective role in the teamwork.	.23	.54	-.26	1.58	0.66	
TC2	Ultimately, the patients benefit if members of the healthcare professions work together to solve the patients' health problems.	-.02	.81	.04	1.20	0.46	
TC3	Shared learning with members of other healthcare professions will increase my ability to understand clinical problems.	.22	.60	-.06	1.51	0.60	
TC4	If members of various healthcare professions learn together during training, their working relationships after qualifying will improve.	.43	.33	-.23	1.69	0.73	
TC5	Communicative skills should be learnt together with members of other healthcare professions.	.50	.33	.05	1.75	0.69	
TC6	Shared learning will have a positive influence on my opinion about other healthcare professions.	.68	.04	.03	1.80	0.68	
TC7	In order for small-group work to be successful, the members of the healthcare professions must mutually trust and respect each other.	.31	.16	.05	1.29	0.51	
TC8	It is essential that all members of the healthcare professions develop teamwork competences.	.16	.59	.06	1.25	0.55	
TC9	Shared learning will help me recognize my own limitations.	.53	.14	.09	1.93	0.79	
Professional Identity (PI)							
PI1	I do not want to waste my time learning together with members of other healthcare professions.	-.60	-.10	.28	3.64	0.59	
PI2	For training and further education, it is not necessary that members of healthcare professions learn together.	-.39	-.11	.32	3.02	0.90	
PI3	Solving clinical problems can only be learnt together with members of one's own field of expertise.	-.04	-.16	.41	2.94	0.79	
PI4	Shared learning with members of other healthcare professions will help me to communicate better with patients and other experts.	.72	.05	.05	1.64	0.67	
PI5	I would welcome the opportunity to work together in small projects with members of other healthcare professions.	.52	.11	-.15	1.80	0.72	
PI6	Shared learning will contribute towards finding out the reasons for health problems.	.77	-.05	.06	1.88	0.80	
PI7	Shared learning before qualifying will help me to contribute better to working in a team.	.57	.23	-.17	1.80	0.76	
Roles and Responsibilities (R&R)							
RR1	The task of nurses, therapists and technical assistants is mainly to give the physicians support.	.14	-.24	.68	2.91	0.87	
RR2	I am not sure what my professional role is.	.02	.11	.55	3.29	0.83	
RR3	I must acquire distinctly more knowledge and skills than members of other healthcare professions must.	-.13	.28	.67	2.41	0.94	

Note. Each highest loading is printed in bold print; the grey coloring marks the expected affiliation of the item to each factor acc. to Parsell and Bligh [2].

challenged. The authors developed a tool for registering readiness, i.e. preparedness or intention with respect to a certain behavior. However, according to Fishbein and Ajzen [[42]: S. 39] this contains "the person's estimate of the likelihood or perceived probability of performing a given behavior." If the wording of the RIPLS items is examined under this perspective, then the tool does not measure behavioral readiness or intention but rather an attitude towards interprofessional learning. According to Fishbein and Ajzen [[42]: S. 76], an attitude is "a latent disposition or tendency to respond with some degree of favorableness or unfavorableness to a psychological object [...] attitudes are evaluative in nature, ascribing to individuals a position on a unitary evaluative dimension with respect to an object [...]." If a bipolar evaluative dimension is assumed, then the construction that is outlined in the RIPLS questions should be recognized as having attitude character; phrasing such as "Shared learning will help me to..." or "Shared learning will contribute to..." make this seem likely. It should therefore be

considered whether first of all a clear theoretical conception and differentiation should be carried out (attitude vs. readiness) which could then serve as a basis for a valid and reliable measurement.

Discussion of the methodical procedure

The methodical advantages of the survey are to be seen in a research situation that is homogeneous for all students, in the random distribution of both questionnaires, in the anonymity of the survey and in the only slight probability that the response behavior is due to social desirability.

The cognitive pretest was carried out without medical students. This is mitigated due to the fact that the revision was performed by an interprofessional workgroup to which also physicians belonged.

Since this was a randomized sample with uniquely developed, interprofessional study conditions at a faculty of medicine in Germany, the results can be applied only restrictedly to other student populations.

Outlook

The Readiness for Interprofessional Learning Scale in the German versions RIPLS-HDB and RIPLS-HAL cannot be fully recommended for registering the attitude towards interprofessional learning and changes therein, for instance in the longitudinal profile of an interprofessional study course. Nor can a selective use of individual subscales be recommended, since neither the validity nor the reliability in both German versions of the tool could be confirmed convincingly. Nevertheless, in Halle (Saale) basic data are now available for use descriptively at least at item-level.

In Germany interprofessional structures in training and study courses are increasing, during the course of which the development and testing of suitable tools should be driven forward. This can be supported by cooperation across institutional boundaries in order to generate enough sample sizes to provide a reliable tool. There are international alternatives to the psychometric measurement of the attitude to interprofessional learning [37] that could enable a speedy evaluation of the effects of interprofessional learning on the attitude of learners in German-speaking countries by means of methodically good translation processes.

Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

References

1. Mahler C, Rochon J, Karstens S, Karstens S, Szecsenyi J, Hermann K. Internal consistency of the readiness for interprofessional learning scale in German health care students and professionals. *BMC Med Educ.* 2014;14:145. DOI: 10.1186/1472-6920-14-145
2. Parsell G, Bligh J. The development of a questionnaire to assess the readiness of health care students for interprofessional learning (RIPLS). *Med Educ.* 1999;33(2):95-100. DOI: 10.1046/j.1365-2923.1999.00298.x
3. Barr H, Koppel I, Reeves S. Effective Interprofessional Education: Argument, Assumption and Evidence (Promoting Partnership for Health). Chichester: John Wiley & Sons; 2008.
4. Frenk J, Chen L, Bhutta ZA, Cohen J, Crisp N, Evans T, Fineberg H, Garcia P, Ke Y, Kelley P, Kistnasamy B, Meleis A, Naylor D, Pablos-Mendez A, Reddy S, Scrimshaw S, Sepulveda J, Serwadda D, Zurayk H. Health professionals for a new century: transforming education to strengthen health systems in an interdependent world. *Lancet.* 2010;376(9756):1923-1958. DOI: 10.1016/S0140-6736(10)61854-5
5. Wissenschaftsrat. Empfehlungen zu hochschulischen Qualifikationen für das Gesundheitswesen. Berlin: Wissenschaftsrat; 2012. Zugänglich unter/available from: <http://www.wissenschaftsrat.de/download/archiv/2411-12.pdf>
6. Eckardt G. Einstellung (attitude) als "Schlüsselkonzept der Sozialpsychologie". In: Allport GW (Hrsg): Sozialpsychologie—Quellen zu ihrer Entstehung und Entwicklung. Heidelberg: Springer; 2015. S.65-66.
7. Haddock G, Maio G. Einstellungen. In: Jonas K, Stroebe W, Hewstone M (Hrsg). Sozialpsychologie. Berlin, Heidelberg: Springer; 2014. S.197-229. DOI: 10.1007/978-3-642-41091-8_6
8. Ateah CA, Snow W, Wener P, MacDonald L, Metge C, Davis P, Fricke M, Ludwig S, Anderson J. Stereotyping as a barrier to collaboration: Does interprofessional education make a difference? *Nurse Educ Today.* 2011;31(2):208-213. DOI: 10.1016/j.nedt.2010.06.004
9. Green C. Relative distancing: a grounded theory of how learners negotiate the interprofessional. *J Interprof Care.* 2013;27(1):34-42. DOI: 10.3109/13561820.2012.720313
10. Coster S, Norman I, Murrells T, Kitchen S, Meerabeau E, Sooboodoo E, d'Avray L. Interprofessional attitudes amongst undergraduate students in the health professions: a longitudinal questionnaire survey. *Int J Nurs Stud.* 2008;45(11):1667-1681. DOI: 10.1016/j.ijnurstu.2008.02.008
11. Walkenhorst U, Mahler C, Aistleithner R, Hahn EG, Kaap-Fröhlich S, Karstens S, Reiber K, Stock-Schröer B, Sottas B. Position statement GMA Committee – "Interprofessional Education for the Health Care Professions". *GMS Z Med Ausbildung.* 2015;32(2):Doc22. DOI: 10.3205/zma000964
12. Hayver R, Nelson D, Wingo M, Comfere NI, Halvorsen AJ, McDonald FS, Reed DA. Addressing the Interprofessional Collaboration Competencies of the Association of American Medical Colleges. *Acad Med.* 2016;91(6):865-888. DOI: 10.1097/ACM.0000000000001053
13. Lapkin S, Levett-Jones T, Gilligan C. A systematic review of the effectiveness of interprofessional education in health professional programs. *Nurse Educ Today.* 2013;33(2):90-102. DOI: 10.1016/j.nedt.2011.11.006
14. Williams B, Webb V. A national study of paramedic and nursing students' readiness for interprofessional learning (IPL): Results from nine universities. *Nurse Educ Today.* 2015;25(9):e31-e37. DOI: 10.1016/j.nedt.2015.05.007
15. Williams B, Boyle M, Brightwell R, McCall M, McMullen P, Munro G, o'Meara P, Webb V. A cross-sectional study of paramedics' readiness for interprofessional learning and cooperation: results from five universities. *Nurse Educ Today.* 2013;33(11):1369-1375. DOI: 10.1016/j.nedt.2012.06.021
16. Anderson ES, Lennox A. The Leicester Model of Interprofessional education: developing, delivering and learning from student voices for 10 years. *J Interprof Care.* 2009;23(6):557-573. DOI: 10.3109/13561820903051451
17. Wamsley M, Staves J, Kroon L, Topp K, Hossaini M, Newlin B, Lindsay C, O'Brien B. The impact of an interprofessional standardized patient exercise on attitudes toward working in interprofessional teams. *J Interprof Care.* 2012;26(1):28-35. DOI: 10.3109/13561820.2011.628425
18. Curran VR, Sharpe D, Forristall J, Flynn K. Student satisfaction and perceptions of small group process in case-based interprofessional learning. *Med Teach.* 2008;30(4):431-433. DOI: 10.1080/01421590802047323
19. Reeves S, Perrier L, Goldman J, Freeth D, Zwarenstein M. Interprofessional education: effects on professional practice and healthcare outcomes (update) (Review). *Cochrane Database Syst Rev.* 2013;3:CD002213. DOI: 10.1002/14651858.CD002213.pub3

20. Thannhauser J, Russell-Mayhew S, Scott C. Measures of interprofessional education and collaboration. *J Interprof Care.* 2010;24(4):336-349. DOI: 10.3109/13561820903442903
21. McFadyen AK, Maclaren WM, Webster VS. The Interdisciplinary Education Perception Scale (IEPS): an alternative remodelled sub-scale structure and its reliability. *J Interprof Care.* 2007;21(4):433-443. DOI: 10.1080/13561820701352531
22. Lie DA, Fung CC, Trial J, Lohenry K. A comparison of two scales for assessing health professional students' attitude toward interprofessional learning. *Med Educ Online.* 2013;18:21885. DOI: 10.3402/meo.v18i0.21885
23. Williams B, Brown T, Boyle M. Construct validation of the readiness for interprofessional learning scale: a Rasch and factor analysis. *J Interprof Care.* 2012;26(4):326-332. DOI: 10.3109/13561820.2012.671384
24. Tamura Y, Seki K, Usami M, Taku S, Bontje P, Ando H, Taru C, Ishikawa Y. Cultural adaptation and validating a Japanese version of the readiness for interprofessional learning scale (RIPLS). *J Interprof Care.* 2012;26(1):56-63. DOI: 10.3109/13561820.2011.595848
25. Cloutier J, Lafrance J, Michallet B, Marcoux L, Cloutier F. French translation and validation of the Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS) in a Canadian undergraduate healthcare student context. *J Interprof Care.* 2015;29(2):150-155. DOI: 10.3109/13561820.2014.942837
26. Lauffs M, Ponzer S, Saboonchi F, Lonka A, Hylin U, Mattiasson AG. Cross-cultural adaptation of the Swedish version of Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS). *Med Educ.* 2008;42(4):405-411. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2008.03017.x
27. Bogner K, Landrock U. Antworttendenzen in standardisierten Umfragen. *SDM Survey Guidelines.* Mannheim: Gesis; 2014.
28. DIMDI. Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification, Version 2016. Köln: DIMDI; 2015.
29. Dolnicar S, Grun B, Leisch F, Rossiter J. Three good reasons NOT to use five and seven point Likert items. Adelaide (Australia): University of Wollongon; 2011. Zugänglich unter/available from: <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=1821&context=commpapers>
30. Höfig C. Meinung oder Methodenartefakt? Zum Einfluss der Antwortskalierung bei der Messung sicherheitspolitischer Einstellungen. In: Biehl H, Schoen H (Hrsg). Sicherheitspolitik und Streitkräfte im Urteil der Bürger: Theorien, Methoden, Befunde. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden; 2015. S.323-348. https://doi.org/10.1007/978-3-658-08608-4_12
31. Häder M. Pretests. In: Empirische Sozialforschung. Wiesbaden: Springer Fachmedien; 2015. S.395-411. DOI: 10.1007/978-3-531-19675-6_8
32. Moosbrugger H, Schermelleh-Engel K. Exploratorische (EFA) und Konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA). In: Moosbrugger H, Kelava A (Hrsg). Testtheorie und Fragebogenkonstruktion. Berlin, Heidelberg: Springer; 2012. S.325-343. DOI: 10.1007/978-3-642-20072-4_13
33. Bühner M. Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion, 3rd edn. München: Pearson; 2011.
34. Horn JL. A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika.* 1965;30:179-185. DOI: 10.1007/BF02289447
35. Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ.* 2011;2:53-55. DOI: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
36. Cattell RB. The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behav Res.* 1966;1(2):245-276. DOI: 10.1207/s15327906mbr0102_10
37. Mahler C, Berger S, Reeves S. The Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS): A problematic evaluative scale for the interprofessional field. *J Interprof Care.* 2015;29(4):289-291. DOI: 10.3109/13561820.2015.1059652
38. Hendrick TA, Fischer AR, Tobi H, Frewer LJ. Self-reported attitude scales: current practice in adequate assessment of reliability, validity, and dimensionality. *J Appl Soc Psychol.* 2013;43(7):1538-1552. DOI: 10.1111/jasp.12147
39. Preston CC, Colman AM. Optimal number of response categories in rating scales: reliability, validity, discriminating power, and respondent preferences. *Acta Psychol (Amst).* 2000;104(1):1-15. DOI: 10.1016/S0001-6918(99)00050-5
40. Lozano LM, García-Cuetos E, Mu-iz J. Effect of the Number of Response Categories on the Reliability and Validity of Rating Scales. *Methodol.* 2008;4(2):73-79. DOI: 10.1027/1614-2241.4.2.73
41. Baur N, Blasius J. *Handbuch Methoden der empirischen Sozialforschung.* Wiesbaden: Springer Fachmedien; 2014. DOI: 10.1007/978-3-531-18939-0
42. Fishbein M, Ajzen I. *Predicting and changing behavior: The reasoned action approach.* New York, Hove: Psychology Press; 2010.

Corresponding author:

Dr. Christiane Luderer
 Martin-Luther-University Halle-Wittenberg, Faculty of Medicine, Institute for Health and Nursing Science, Magdeburger Straße 8, D-06112 Halle (Saale), Germany
christian.luderer@medizin.uni-halle.de

Please cite as

Luderer C, Donat M, Baum U, Kirsten A, Jahn P, Stoevesandt D. Measuring attitudes towards interprofessional learning. Testing two German versions of the tool "Readiness for Interprofessional Learning Scale" on interprofessional students of health and nursing sciences and of human medicine . *GMS J Med Educ.* 2017;34(3):Doc33. DOI: 10.3205/zma001110, URN: <urn:nbn:de:0183-zma0011101>

This article is freely available from

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2017-34/zma001110.shtml>

Received: 2016-11-18

Revised: 2017-03-13

Accepted: 2017-06-26

Published: 2017-08-15

Copyright

©2017 Luderer et al. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 License. See license information at <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.

Messung der Einstellung zum interprofessionellen Lernen. Testung zweier deutscher Versionen der "Readiness for Interprofessional Learning Scale" bei interprofessionell Studierenden der Gesundheits- und Pflegewissenschaften und der Humanmedizin

Zusammenfassung

Ziel: Um die methodische Qualität eines Instrumentes zur Messung der Einstellung zum interprofessionellen Lernen in zwei Versionen zu überprüfen, wurde die Heidelberger Version [2] der ins Deutsche übersetzten und methodisch umstrittenen *Readiness for Interprofessional Learning Scale - RIPLS* [3] in Bezug auf Übersetzung und Skalenform angepasst und beide Versionen wurden verglichen.

Methode: Umformulierungen in drei Items und die Veränderung des Skalenformats (von fünf- zu vierstufig) führten zur Hallenser Version, die mittels kognitivem Pretest ($n=6$) validiert wurde. Die beiden Fragebögen wurden von Studierenden des interprofessionellen Studiengangs Gesundheits- und Pflegewissenschaften (GPW) und von Studierenden der Humanmedizin ausgefüllt. Die Testqualität der Instrumente wurde mittels Hauptkomponenten- und Reliabilitätsanalysen anhand der Skalenzuweisung der Items nach Parsell und Bligh [2] untersucht.

Ergebnisse: Die Fragebögen wurden randomisiert gestapelt und an 331 Studierende ausgegeben. Der Rücklauf lag bei $n=320$ (GPW $n=109$; Medizin $n=211$). Davon füllten $n=166$ den Bogen der Hallenser Version „RIPLS-HAL“ und $n=154$ den Bogen der Heidelberger Version „RIPLS-HDB“ aus. Die Daten konnten in Hauptkomponentenanalysen die Skalenbildung des australischen Originals nicht abbilden. Die Reliabilitätswerte sowohl der Heidelberger als auch Hallenser Version sind nur für die Skalen „Teamwork and Collaboration“ und „Professional Identity“ akzeptabel.

Schlussfolgerungen: Die Readiness for Interprofessional Learning Scale in der deutschen Version ist aufgrund methodischer Limitationen bedingt für die Erfassung der Einstellung zum interprofessionellen Lernen geeignet. Die derzeitigen Versionen können als Ansatz zur Entwicklung eines geeigneteren Instrumentes betrachtet werden.

Schlüsselwörter: interprofessionelles Lernen, Instrumententestung, Einstellungsmessung, Gesundheitsberufe

Christiane Luderer¹

Matthias Donat²

Ute Baum¹

Angelika Kirsten¹

Patrick Jahn³

Dietrich Stoevesandt⁴

1 Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Medizinische Fakultät, Institut für Gesundheits- und Pflegewissenschaft, Halle (Saale), Deutschland

2 Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Philosophische Fakultät III – Erziehungswissenschaften, Institut für Pädagogik, Halle (Saale), Deutschland

3 Universitätsklinikum Halle A.ö.R., Leiter Stabsstelle Pflegeforschung, Halle (Saale), Deutschland

4 Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Medizinische Fakultät, Leiter des Dorothea-Erxleben-Lernzentrums, Halle (Saale), Deutschland

Hintergrund

Interprofessionelles Lernen in der Medizin wird als „von, mit und übereinander Lernen aus Interaktionen von Mitgliedern zweier oder mehrerer Professionen – entweder als Produkt der Berufsausbildung oder spontan entstanden“ [3] definiert und empfohlen, um die Zusammenarbeit und die Qualität

des Gesundheitswesens zu verbessern [4]. Die unterschiedlichen Strukturen der Qualifikationen der Gesundheitsberufe in Deutschland erschweren ein kontinuierliches gemeinsames Lernen über längere Zeiträume [5], so dass bislang keine ausreichenden Daten zur Bereitschaft zum interprofessionellen Lernen in den einzelnen Gesundheitsberufen vorliegen. Diese Bereitschaft kann z. B. über die Messung der Einstellung dazu erfolgen. Einstellungen sind als mehrdimensionale und schwer operationalisierbare Systeme zu verstehen, die das

Handeln und Verhalten indirekt und interpersonell verschieden beeinflussen [6]. Eine direkte Interdependenz von Wissen, Einstellung und Verhalten ist schwer nachweisbar und auch in der klinischen Entscheidungsfindung nicht zwangsläufig gegeben [7]. Dennoch gelten Einstellungen und Stereotypen hinsichtlich Kolleginnen und Kollegen der eigenen oder anderen Berufsgruppe als wichtige Faktoren für den Erfolg der Teamarbeit [8]. Die Einstellung zum interprofessionellen Lernen stellt eine Vorbedingung dar, die den Lernerfolg und die Entwicklung einer eigenen beruflichen Identität in Abgrenzung zu den anderen Professionen des Teams begünstigt [9], [10]. Die Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg bietet seit 1999 einen interprofessionellen Studiengang Gesundheits- und Pflegewissenschaften (GPW) an. Studierende aus dem Bereich der Pflege, der Hebammenwissenschaft und der therapeutischen Berufe lernen miteinander an einer Medizinischen Fakultät und führen gemeinsam klinische und wissenschaftliche Projekte durch. Bereits seit 2013 werden – konform zum Positionspapier zur interprofessionellen Ausbildung in den Gesundheitsberufen [11] – auch Lerneinheiten für Studierende der GPW sowie der Humanmedizin von einer interprofessionellen Arbeitsgruppe konzipiert und angeboten. Seit 2016 werden im Rahmen eines von der Robert-Bosch-Stiftung geförderten Projektes neue Lernstationen entwickelt und als verbindliche Lehrangebote bereitgestellt. Im Rahmen der wissenschaftlichen Begleitung sollen die Effekte interprofessioneller Lehre auf die Einstellungen der Studierenden zum interprofessionellen Lernen im Studienverlauf und darüber hinaus erhoben werden. Um Einstellungen zum interprofessionellen Lernen abzubilden, bedarf es eines Instrumentes, das einerseits der Komplexität einer Einstellungsmessung gerecht wird und andererseits eine gute Praktikabilität vorweist, um regelmäßig in die Evaluation der Lehre eingebunden zu werden. Der Testlauf entsprechender Instrumente diente zugleich einer Beurteilung im Vorfeld.

Für das von Parsell und Bligh 1999 veröffentlichte Instrument zur Messung der Bereitschaft zum interprofessionellen Lernen (RIPLS) [2] liegt bereits eine deutsche Übersetzung vor, aus deren Testung jedoch keine eindeutige Empfehlung der RIPLS ableitbar ist [1]. Aufgrund der international intensiven Nutzung mit überwiegend positiven Erfahrungen [12] wurde die RIPLS dennoch herangezogen und im Einvernehmen mit dem Übersetzungsteam der Heidelberger Version (RIPLS-HDB) modifiziert. Die Hallenser Version (RIPLS-HAL) unterscheidet sich durch Umformulierungen in drei Items sowie eine Veränderung des Skalenformats vom Original. Beide Instrumente wurden in einer Studienkohorte Medizin und den Studiengängen der GPW getestet.

Forschungsstand

Die Effekte interprofessionellen Lernens werden zunehmend in Publikationen thematisiert, von denen nur wenige dem Charakter des interprofessionellen Lernens als

komplexe Intervention mit nachhaltigen Effekten bis in die klinische Praxis hinein gerecht werden [13]. Einige Publikationen mit größeren Stichproben berichten von signifikanten Ergebnissen und nutzen dabei Instrumente wie RIPLS [14], [15], andere haben konzeptuellen Charakter [16], verweisen auf die Effekte spezieller didaktischer Ansätze interprofessionellen Lernens [17] oder fokussieren auf die Zufriedenheit der Lernenden [18]. Reeves et al. [19] bestätigten in einer systematischen Übersichtsarbeit die Notwendigkeit, zukünftige Studien zum Thema klar zu profilieren, um eindeutige Effekte des interprofessionellen Lernens aufzuzeigen.

Tannhauser et al. haben verschiedene Instrumente zum interprofessionellen Lernen und zur interprofessionellen Zusammenarbeit gesichtet, die sowohl Einstellungen, Wahrnehmungen als auch Interaktionsfaktoren erfassen [20]. In 23 untersuchten Studien wurden sechs Instrumente im Kontext des interprofessionellen Lernens identifiziert, davon stellen RIPLS [2] und IEPS (Interdisciplinary Education Perception Scale) [21] zwei bereits ausreichend evaluierte Instrumente dar [20]. Im Vergleich zeigt sich eine ähnliche methodische Qualität mit unterschiedlichem Nutzungshinweis: Während das RIPLS-Instrument die eigene Bereitschaft zum gemeinsamen Lernen erfassen soll, ist die IEPS eher für fortgeschrittene Lernende geeignet, die ihre Wahrnehmung zur Teamarbeit bewusster reflektieren [22].

Die von Parsell und Bligh entwickelte und getestete Skala [2] ist eines der meist verwendeten Instrumente zur Evaluation interprofessioneller Bildungsprozesse mit internationaler Verbreitung [1], [12]. Es folgten einige Übersetzungen mit heterogenen Aussagen zur Testgüte: Die australische Originalversion wurde zufriedenstellend getestet, wobei die dreifaktorielle Variante fraglich erschien [23]. Positiv evaluiert wurde auch die japanische Übersetzung [24] und in Kanada eine französische Version [25], wobei für diese beiden die Faktorenstruktur der Originalversion nicht bestätigt werden konnte. Die vorliegende deutschsprachige Version RIPLS-HDB von Mahler et al. (2014) wird methodisch kritisch betrachtet [1], ebenso wie die schwedische Version [26]. Während die Autoren der RIPLS das Instrument als Bereitschaftsinstrument kennzeichnen, rekurrieren die meisten der Items auf Einstellungen zum interprofessionellen Lernen, aus denen sich jedoch eine Bereitschaft ableiten lässt. Aus diesem Grund wurde die RIPLS in diesem Projekt als Einstellungsinstrument charakterisiert und verwendet. Ziel der Studie war es zu klären, ob die in Übersetzung und Skalenform angepasste RIPLS-HAL im Vergleich zu RIPLS-HDB zu einer verbesserten Messgüte führt.

Methodisches Vorgehen

Verwendete Instrumente zur Messung der Einstellung zum interprofessionellen Lernen

Die australische RIPLS-Version [2]

Die australische Skala soll die Bereitschaft zum interprofessionellen Lernen erfassen. Sie umfasst drei Subskalen, die an dieser Stelle kurz beschrieben werden [2]: „Team- und Zusammenarbeit“ (Teamwork and Collaboration): Die neun Items in dieser Subskala repräsentieren die Annahme, dass gemeinsames Lernen mit Vorteilen verbunden ist. Mit sechs Items fokussiert die Mehrzahl der Items auf den Erwerb und die gezielte Nutzung von Team-Kompetenzen. Drei weitere Items verfolgen die Beziehungsgestaltung zu angehenden Ärztinnen und Ärzten sowie anderen Gesundheitsberufen. Alle Items formulieren positive Aspekte der Team- und Zusammenarbeit.

„Professionelle Identität“ (Professional Identity): Diese Subskala soll mit drei negativ und vier positiv formulierten Items Aussagen zur professionellen Identität treffen. Die Items beziehen sich auf Aufgabenbereiche des Lernens und Arbeitens sowie die Einschätzung des Nutzens interprofessionellen Lernens. Während die negativ formulierten Items auf Zeitverschwendungen und Nicht-Notwendigkeit von interprofessionellem Lernen oder Monoprofessionalität ausgerichtet sind, werden in den befürwortenden Items u. a. die kommunikative und interprofessionelle Kompetenz sowie die positive Wertschätzung interprofessioneller Gruppenarbeiten benannt.

„Rolle und Verantwortungsbereich“ (Roles and Responsibilities): Die kürzeste der drei Subskalen besteht aus nur drei Items, die auf das berufliche Selbstverständnis und die Sicherheit in den Rollen des eigenen Gesundheitsberufes abzielen. Damit widmet sich die Skala den Widersprüchen, die sich aus dem gemeinsamen Lernen und den zum Teil kontrastierenden Situationen der klinischen Praxis ergeben.

Alle Subskalen der RIPLS sind im fünfstufigen Antwortformat formuliert („Strongly agree“, „Agree“, „Undecided“, „Disagree“, „Strongly disagree“).

Die RIPLS in der deutschen Übersetzung [1]

Die von Parsell und Bligh [2] entwickelte RIPLS wurde von der Abteilung Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung des Universitätsklinikums Heidelberg [1] erstmalig ins Deutsche übersetzt (RIPLS-HDB). Diese in einem mehrstufigen Übersetzungsverfahren entwickelte Skala enthält die gleichen 19 Items wie das Original. Ebenso wurden die drei Subskalen des Originals sowie das fünfstufige Antwortformat übernommen („trifft sehr zu“, „trifft zu“, „unentschlossen“, „trifft nicht zu“, „trifft gar nicht zu“).

Adaption der deutschsprachigen RIPLS-Version

Die Adaption der Heidelberger Version zur Halleschen Version wurde durch eine interprofessionelle Expertengruppe der Universität Halle-Wittenberg ($n=7$) unter Einbezug von Kolleginnen und Kollegen aus Medizin, Pflegewissenschaft, Fachdidaktik Gesundheitsberufe, Pädagogischer und Klinischer Psychologie sowie aus dem Forschungsbereich der Entscheidungs- und Einstellungsmessung vorgenommen. Besonderes Augenmerk wurde auf die Inhaltsvalidität des Instrumentes gerichtet. Die RIPLS-HAL konnte auf Itemebene weitestgehend inhaltlich vali-

dert werden. Die Kennzeichnung der RIPLS als Instrument zur Erfassung der Readiness, also Bereitschaft oder Intention gegenüber einer bestimmten Verhaltensweise, wurde diskutiert. Aufgrund der deutlichen Fokussierung auf die positive oder negative Beurteilung des interprofessionellen Lernens und seiner Effekte wurde die RIPLS eher als Einstellungsmessinstrument charakterisiert. Die Adaption bestand in einer Veränderung der Antwortskala in eine vierstufige Form, angelehnt an dis-/agree des Originals („stimme nicht zu“, „stimme eher nicht zu“, „stimme eher zu“, „stimme zu“), um die entscheidungsleitenden Effekte einer geraden Zahl an Antwortvorgaben zu berücksichtigen [27]. Zudem wurden sprachliche Modifikationen in einzelnen Items vorgenommen, die in Tabelle 1 einzusehen sind. Das Ziel war hier die Verständnissicherung auf Ebene der Item-Inhalte. So wird z. B. der Begriff „Gesundheitsprobleme“ von den Gesundheitsberufen in Deutschland als beruflicher Auftrag verstanden (vgl. ICD, [28]), während „Patientenprobleme“ eher als Auftrag der Sozialberufe wahrgenommen werden könnten. Da ungerade Skalenformate nicht unumstritten sind [29] und die methodischen Effekte der Veränderung der Skalenform im Bereich der Einstellungsmessung diskutiert werden [30], war von Interesse, inwieweit die Modifikation des Skalenformats von einer ungeraden in eine gerade Anzahl von Antwortmöglichkeiten eine Veränderung im Antwortverhalten bewirkt. In Absprache mit der Abteilung Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung des Universitätsklinikums Heidelberg wurde entschieden, beide Versionen einer Testung zu unterziehen. Das Ziel war einerseits die Untersuchung der Effekte der Veränderung des Antwortformats auf das Antwortverhalten und die Aussagekraft des Instruments. Andererseits wurden zur Überprüfung der deutschsprachigen Version von Mahler et al. [1] ausschließlich nichtärztliche Gesundheitsberufe einbezogen. Die Befragung von Studierenden der Medizin und Studierenden anderer Gesundheitsberufe einer Fakultät wurde somit in diesem Umfang erstmals vergleichend durchgeführt.

Kognitiver Pretest der RIPLS-HAL

Das modifizierte Instrument wurde einem kognitiven Pretest zur Überprüfung der Validität, Anwendbarkeit und sprachlichen Verständlichkeit unterzogen [31]. Als kognitives Verfahren kam die „Think aloud“-Methode zum Einsatz. Diese qualitative Methode ermöglicht einen Einblick in die gedanklichen Prozesse während des Antwortens. Der kognitive Pretest fand im Rahmen einer Gelegenheitsbefragung auf Freiwilligenbasis statt und bezog berufserfahrene Studierende des Masterstudienganges Gesundheits- und Pflegewissenschaft der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg ein (zwei Physiotherapeuten, drei Pflegende und eine Hebammme; $n=6$). Neben der Aufforderung, die eigenen Gedanken zur Fragenintention und zum Fragenverständnis transparent zu machen, wurden die Antwortintention und deren Begründung nachgefragt. Da der kognitive Pretest bei allen Befragten die Verständlichkeit der Items und die Handhabbarkeit

Tabelle 1: Gegenüberstellung der veränderten Items RIPLS-HDB und RIPLS-HAL

RIPLS-HDB	RIPLS-HAL
2. Patienten würden letztendlich profitieren, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten würden, um die Probleme der Patienten zu lösen.	2. Patienten profitieren letztendlich, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten, um die Gesundheitsprobleme der Patienten zu lösen
7. Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe während der Ausbildung wird die Beziehungen nach Berufsabschluss verbessern.	7. Wenn Angehörige verschiedener Gesundheitsberufe während der Ausbildung gemeinsam lernen, wird das deren Arbeitsbeziehungen nach Berufsabschluss verbessern.
16. Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Patientenproblemen zu ergründen.	16. Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Gesundheitsproblemen zu ergründen.

der Befragung bestätigte, wurde das Instrument für die standardisierte Testung freigegeben.

Stichprobe und Feldzugang

Die Gelegenheitsstichprobe wurde aus der Medizinischen Fakultät der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg rekrutiert und umfasst Studierende der Humanmedizin sowie interprofessionell Studierende der GPW. An diese wurden im Oktober und November 2014 im Rahmen von studiengangspezifischen Lehrveranstaltungen der Fakultät Fragebögen ausgeteilt.

Datenübertragung und Qualitätskontrolle

Die Fragebögen wurden mit einer Befragungssoftware erstellt und in einen randomisierten Stapel (Randomisierung mittels elektronisch generierter Zufallsliste) überführt. Die ausgefüllten Fragebögen wurden via Scanner eingelesen. Entgegengesetzt gerichtete Items wurden umgepolst und in die Kategorienliste integriert. Abschließend erfolgte eine stichprobenartige Überprüfung auf Übertragungsfehler, die keine Qualitätsmängel aufdeckte.

Datenanalyse

Die Analyse der Daten hatte das Ziel, die methodische Qualität der beiden RIPLS-Versionen zu eruieren. Zur Überprüfung der Faktorenstruktur wurden explorative Hauptkomponentenanalysen als Faktorextraktionsverfahren durchgeführt, wobei die Korrelationsmatrix der Daten mittels Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium überprüft und die Eignung der Stichprobe mittels Bartlett-Test festgestellt wurde [32], [33], [34]. Die Reliabilität wurde anhand der internen Konsistenzen (Cronbachs Alpha) bestimmt [35]. Zur Datenanalyse wurde die Statistiksoftware IBM Statistics SPSS 22 genutzt.

Ergebnisse

Rücklauf & Beschreibung der Stichprobe

Es wurden 331 Fragebögen ausgegeben (Medizin: 220; GPW: 111) und mit einem Rücklauf von 96 Prozent ($n=320$) ausgefüllt. Der Rücklauf setzte sich aus 166 Bögen der Version „RIPLS-HAL“ und 154 Bögen der Version „RIPLS-HDB“ zusammen.

Im Basisdatensatz wurden soziodemografische Angaben wie Alter, Geschlecht, aktuelles Studienjahr bzw. Ausbildungsjahr sowie Berufstätigkeit vor Aufnahme des Studiums erfasst. Im Verhältnis zu den Studierenden der GPW ($n=109$) sind die Medizinstudierenden ($n=211$) in beiden Gruppen annähernd doppelt so häufig repräsentiert. Dies spiegelt die reale Verteilung der Studierenden an der Medizinischen Fakultät wider. In Tabelle 2 sind die deskriptiven Charakteristiken der beiden Stichproben aufgeführt.

Faktorenanalytische Betrachtung der RIPLS-Items – RIPLS-HDB

Zur Überprüfung der Struktur der originalen RIPLS-Items [2] in der Übersetzung von Mahler et al. [1] wurden Hauptkomponentenanalysen durchgeführt. Faktorenanalytische Betrachtungen liegen bislang für die RIPLS-HDB noch nicht vor und werden hier erstmalig berichtet. Da die Faktorenstruktur eines Fragebogens nach einer Übersetzung aufgrund kultureller und sprachlicher Unterschiede nicht zwangsläufig reproduziert werden kann, wurde die exploratorische Hauptkomponentenanalyse anstatt eines konfirmatorischen Vorgehens durchgeführt. Hierbei wurde die Auswertungsstrategie, welche von Parsell und Bligh [2] verwendet wurde, gewählt, was zudem eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse ermöglicht. Diese Strategie bestand in einer Hauptkomponentenanalyse mit anschließender Varimax-Rotation. Fehlende Itemantworten wurden dabei durch den jeweiligen Itemmittelwert ersetzt.

Der Kaiser-Meyer-Olkin-Index (=.76) ergab eine mittlere Stichprobeneignung; der Bartlett-Test auf Sphärizität ($p<.001$) belegte, dass die Items für die Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse geeignet waren [33]. In der anfänglichen Hauptkomponentenanalyse ergaben sich sieben Faktoren mit Eigenwerten größer Eins: $\lambda_1=4.23$; $\lambda_2=2.05$; $\lambda_3=1.41$; $\lambda_4=1.20$; $\lambda_5=1.12$; $\lambda_6=1.05$; $\lambda_7=1.003$. Die Parallelanalyse nach Horn [34] wies auf zwei Faktoren hin, da der empirisch ermittelte Eigenwert des dritten Faktors knapp unter dem entsprechend zufällig ermittelten Eigenwert (=1.44) lag. Die Bestimmung der Anzahl von Faktoren anhand des Eigenwerteverlaufs (Scree-Analyse, [36]) erbrachte kein eindeutiges Ergebnis. Aufgrund der ursprünglichen Konstruktions-Idee des Instruments von Parsell und Bligh [2], welches drei Subskalen enthielt, wurden in den weiteren Berechnungen dennoch drei Faktoren angenommen.

Tabelle 2: Beschreibende Charakteristika der beiden Untersuchungsgruppen

	RIPLS-HAL			RIPLS-HDB				
Medizin	67,5% (n=112)				64,3 % (n=99)			
GPW	32,5 % (n=54)				35,7 % (n=55)			
Gesamt	100% (n=166)				100% (n=154)			
Geschlecht		Alter						
weiblich	männlich	fehlend	16-20	21-40	> 40	fehlend		
RIPLS- HAL	68,7% (n=114)	27,7% (n=46)	3,6% (n=6)	32,5% (n=54)	43,4 % (n=72)	2,4 % (n=4)	21,7% (n=36)	
RIPLS- HDB	67,5% (n=104)	26%	6,5 % (n=10)	33,1% (n=51)	56,5% (n=87)	1,3% (n=2)	9,1% (n=14)	

In der anschließenden Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation ergab die Drei-Faktoren-Lösung (siehe Tabelle 3) eine Varianzaufklärung von 40%. Es zeigte sich, dass die Items der Subskala „Teamwork and Collaboration“ mit einer Ausnahme (TC8) die jeweils höchste Ladung auf dem ersten Faktor aufwiesen. Drei dieser Items (TC2, TC7, TC9) zeigten lediglich Ladungen von $/<.50$ auf diesem Faktor. Der zweite Faktor wurde erwartungskonform nur von den Items PI2 und PI3 aus der Subskala „Professional Identity“ substanzial gespeist, während das Item PI1 auf dem dritten und die übrigen Items der Subskala auf dem ersten Faktor die jeweils höchste Ladung aufwiesen. Die Items der Subskala „Roles and Responsibilities“ hatten wie erwartet die höchsten Ladungen auf dem dritten Faktor, wobei nur die Ladung des Items RR3 größer als .50 war.

Bei Reliabilitätsanalysen anhand der Skalenzuweisung der Items nach Parsell und Bligh [2] ergaben sich nach erfolgten Umkodierungen negativ formulierter Items folgende Kennwerte (Cronbachs Alpha): für Teamwork and Collaboration: $\alpha=.71$; für Professional Identity: $\alpha=.61$; für Roles and Responsibilities: $\alpha=-.27$ (ohne Umkodierung von RR2: $\alpha=.38$).

Faktorenanalytische Betrachtung der RIPLS-Items – RIPLS-HAL

Zur Überprüfung der Struktur der modifizierten RIPLS-Version wurden ebenfalls Hauptkomponentenanalysen mit exploratorischem Vorgehen durchgeführt. Fehlende Itemantworten wurden dabei durch den jeweiligen Itemmittelwert ersetzt. Der Kaiser-Meyer-Olkin-Index ($=.78$) ergab ebenso eine mittlere Stichprobeneignung und der Bartlett-Test auf Sphärizität ($p<.001$) belegte, dass die Items auch hier für die Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse geeignet waren [33]. In der anfänglichen Hauptkomponentenanalyse ergaben sich sechs Faktoren mit Eigenwerten größer Eins: $\lambda_1=4.27$; $\lambda_2=1.68$; $\lambda_3=1.64$; $\lambda_4=1.15$; $\lambda_5=1.08$; $\lambda_6=1.01$. Die Parallelanalyse nach Horn [34] wies beim RIPLS-HAL auf drei Faktoren hin, da der empirisch ermittelte Eigenwert des dritten Faktors unter dem entsprechend zufällig ermittelten Eigenwert ($=1.34$) lag. Die Bestimmung der Anzahl von Faktoren anhand des Eigenwerteverlaufs (Scree-Analyse; [36]) deutete jedoch eher auf einen Faktor hin. In Rückführung auf die ursprüngliche Konstruktionsidee des Instruments von Parsell und Bligh [2], welches drei Subskalen enthielt, wurden auch hier in den weiteren Berechnungen dennoch drei Faktoren angenommen.

In der anschließenden Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation ergab die Drei-Faktoren-Lösung (siehe

Tabelle 4) eine Varianzaufklärung von 40%. Es zeigte sich, dass fünf Items der Subskala „Teamwork and Collaboration“ die jeweils höchste Ladung auf dem ersten Faktor aufwiesen, wobei die Items TC4 und TC7 Ladungen von $/<.50$ auf diesem Faktor zeigten. Die übrigen vier Items speisten substanzial einen eigenen, zweiten Faktor. Kein Item der Subskala „Professional Identity“ zeigte substanziale Ladungen auf dem zweiten Faktor. Bis auf das Item PI3 (höchste Ladung auf dem dritten Faktor) luden diese Items jedoch auf dem ersten Faktor. Die Items der Subskala „Roles and Responsibilities“ bilden die Skala mit Ladungen $/>.50$ auf dem dritten Faktor ab. Bei Reliabilitätsanalysen anhand der Skalenzuweisung der Items nach Parsell und Bligh [2] ergaben sich nach erfolgten Umkodierungen negativ formulierter Items folgende Kennwerte (Cronbachs Alpha): für Teamwork and Collaboration: $\alpha=.71$; für Professional Identity: $\alpha=.68$; für Roles and Responsibilities: $\alpha=-.09$ (ohne Umkodierung von RR2: $\alpha=.47$).

Zusammenfassende Ergebnisbetrachtung

Die Ergebnisse zeigen, dass die Faktorenstruktur beider Instrumente bezüglich der ersten und zweiten Skala (Teamwork and Collaboration; Professional Identity) nicht abgebildet werden kann, wobei die Heidelberger Version in dieser Erhebung bezüglich der Skala Teamwork and Collaboration etwas deutlicher strukturiert war als die Hallenser Version. Die dritte Skala (Roles and Responsibilities) wurde zwar in beiden RIPLS-Versionen anhand der Ladungen in ihrer Struktur bestätigt, jedoch verweist die geringe interne Konsistenz (aufgrund der heterogenen inhaltlichen Ausrichtung der drei Items) auf die mangelnde Güte dieser Skala. Die Skalen Teamwork and Collaboration sowie Professional Identity zeigen in beiden Instrumenten eine mäßige interne Konsistenz auf.

Diskussion der Ergebnisse

Die Ergebnisse rechtfertigen eine kritische Betrachtung der Eignung der RIPLS in ihren deutschsprachigen Varianten, wie sie auch von der Heidelberger Arbeitsgruppe, die die Übersetzung vornahm, bestätigt wird [37]. Beim Vergleich der Hauptkomponentenanalyse der beiden Versionen (RIPLS-HDB vs. RIPLS-HAL) wird fraglich, wie es zu deutlich abweichenden Ladungen bei einer Faktorenanalyse kommen kann, wenn die Items der Versionen sich nur geringfügig unterscheiden. Damit wird der für die Einstellungsforschung typische geringe Replikations-

Tabelle 3: Faktorladungen der RIPLS-HDB nach Varimax-Rotation

Code	Wortlaut	Faktor			Statistik Item- antworten: $148 \leq n \leq 153$	
		1	2	3	M	SD
Teamwork and Collaboration (T&C)						
TC1	Gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe zu lernen wird dazu beitragen, dass ich mich effektiver in die Teamarbeit einbringen kann.	.57	.26	.01	2.07	0.86
TC2	Patienten würden letztendlich profitieren, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten würden, um die Probleme der Patienten zu lösen.	.37	.33	-.30	1.45	0.65
TC3	Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe wird meine Fähigkeit, klinische Probleme zu verstehen, erhöhen.	.50	.18	-.18	2.00	0.83
TC4	Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe während der Ausbildung wird die Beziehungen nach Berufsabschluss verbessern	.55	.14	.12	2.08	0.80
TC5	Kommunikative Fertigkeiten sollten gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe erlernt werden.	.57	-.03	-.23	2.20	0.76
TC6	Gemeinsames Lernen wird meine Meinung über andere Gesundheitsberufe positiv beeinflussen.	.62	.08	-.01	2.16	0.82
TC7	Damit Kleingruppenarbeit gelingt, müssen sich Angehörige der Gesundheitsberufe gegenseitig vertrauen und respektieren.	.32	.20	.16	1.44	0.61
TC8	Es ist unerlässlich, dass alle Angehörigen der Gesundheitsberufe Kompetenzen in der Teamarbeit entwickeln.	.12	.56	-.02	1.40	0.63
TC9	Gemeinsames Lernen wird mir dabei helfen, meine eigenen Grenzen zu erkennen.	.46	.38	.27	2.21	0.91
Professional Identity (PI)						
PI1	Ich möchte meine Zeit nicht damit verschwenden, gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe zu lernen.	-.38	-.35	.56	4.38	0.78
PI2	Für die Aus-, Fort- und Weiterbildung ist es nicht notwendig, dass Angehörige der Gesundheitsberufe miteinander lernen.	-.17	-.53	.05	3.69	1.10
PI3	Das Lösen klinischer Probleme kann nur gemeinsam mit Angehörigen des eigenen Fachgebiets erlernt werden.	.16	-.84	.12	3.64	1.12
PI4	Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe wird mir helfen, besser mit Patienten und anderen Fachleuten zu kommunizieren.	.54	.01	-.06	2.08	0.83
PI5	Ich würde es begrüßen, mit Personen anderer Gesundheitsberufe in kleinen Projekten zusammen zu arbeiten.	.62	.09	-.36	2.18	0.89
PI6	Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Patientenproblemen zu ergründen.	.63	-.02	.11	2.14	0.82
PI7	Gemeinsames Lernen vor Abschluss der Ausbildung wird dazu beitragen, dass ich mich besser in die Teamarbeit einbringen kann.	.70	-.10	.28	2.24	0.84
Roles and Responsibilities (R&R)						
RR1	Die Aufgabe von Pflegenden, Therapeuten und technischen Assistenten besteht vor allem darin, Ärzte zu unterstützen.	.08	-.34	.47	3.48	1.04
RR2	Ich bin mir nicht sicher, was meine professionelle Rolle ist.	.19	-.05	.48	3.91	1.03
RR3	Ich muss mir deutlich mehr Wissen und Fertigkeiten aneignen als Angehörige anderer Gesundheitsberufe.	-.12	.15	.72	2.81	1.21

Anmerkung: Die jeweils höchste Ladung ist fett gedruckt; die graue Schattierung markiert die erwartete Itemzugehörigkeit zum jeweiligen Faktor nach Parsell und Bligh [2].

quotient der Skalen bei Folgeuntersuchungen bestehender Instrumente bestätigt [38].

Als ein Erklärungsansatz könnte die veränderte Skalenform (gerade vs. ungerade) zu einer Modifikation des Antwortverhaltens vor allem hinsichtlich der Reliabilität und Validität geführt haben [39]. Hier irritiert jedoch, dass bei ähnlichen Werten zur internen Konsistenz z. B. in der Skala *Teamwork and Collaboration* derart voneinander abweichende Ladungsmuster zu verzeichnen sind. Das Antwortformat der Hallenser Version (Likert-Skala mit vierstufigem Antwortformat) wurde gewählt, um Effekte der Tendenz zur Mitte, wie sie in der Heidelberger Version vorgegeben ist (fünfstufiges Antwortformat) zu untersuchen. Die Wahl eines sechsstufigen Antwortformats wäre hier gemäß der aktuellen methodologischen Diskussion eine Alternative gewesen [40]. Da jedoch insbesondere Einstellungsmessungen häufig mit vier- und fünfstufigem Antwortformat stattfinden [38], [41], wurde diese Form gewählt. Eine Verbesserung oder Verschlechterung der internen Konsistenz im Vergleich zur RIPLS-HDB ist damit zwar nicht verbunden, dies ist aber aufgrund der unbestätigten Struktur der Subskalen zu vernachlässigen.

Die Testung der internen Konsistenz der Subskalen der RIPLS-HDB im Vergleich mit den Voruntersuchungen von 2014 [1] verdeutlicht, wie heterogen und damit unzuverlässig das Ausfüllverhalten ist. Dies könnte mit der Zusammensetzung der Stichprobe in dieser Testung zusammenhängen, da diese dahingehend von der ersten Unter-

suchung des RIPLS-HDB abwich [1], dass die Mehrheit der Teilnehmenden Studierende der Humanmedizin waren, während in den Voruntersuchungen keine Medizinstudierenden einbezogen wurden. Wenn die Einstellungen der Medizinstudierenden sich von denen der Studierenden der anderen (bereits interprofessionell im Studium befindlichen) Studierenden unterscheiden, kann dies zu einem inkonsistenten Antwortverhalten geführt haben. Allerdings könnte dies auch als ein weiterer Kritikpunkt an der RIPLS aufgefasst werden, denn das Ziel der Entwicklung eines solchen Instrument sollte es sein, dass dieses sich für die Erfassung von Einstellung zum interprofessionellen Lernen aller daran beteiligten Personen (Gesundheits- und Pflegewissenschaften sowie Humanmedizin) eignen sollte. Alternativ könnten Versionen von RIPLS entwickelt werden, welche zielgruppenspezifisch eingesetzt werden können und dementsprechend zu potenziell verschiedenen, aber dennoch validen und reliablen Ergebnissen führen.

Die Untersuchung der Inhaltsvalidität auf Itemebene im Rahmen des kognitiven Pretests zeigte, dass trotz der nicht reproduzierbaren Struktur der Subskalen die einzelnen Items für die interessierten Praktiker eine gute Möglichkeit bieten, Daten zur Einstellung zum interprofessionellen Lernen zu erhalten. Das Instrument selbst wird jedoch einem Einstellungsinstrument nicht gerecht, da die Zuordnung der Items zu den Skalen nach Parsell und Bligh [2] willkürlich wirkt. Offensichtlich sind die inhaltliche Validität der drei Subskalen nach Parsell und Bligh

Tabelle 4: Faktorladungen der RIPLS-HAL nach Varimax-Rotation

Code	Wortlaut	Statistik Itemantworten:					
		Faktor			154≤n≤164		
		1	2	3	M	SD	
Teamwork and Collaboration (T&C)							
TC1	Gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe zu lernen, wird dazu beitragen, dass ich mich effektiver in die Teamarbeit einbringen kann.	.23	.54	-.26	1.58	0.66	
TC2	Patienten profitieren letztendlich, wenn die Angehörigen der Gesundheitsberufe zusammen arbeiten, um die Gesundheitsprobleme der Patienten zu lösen.	-.02	.81	.04	1.20	0.46	
TC3	Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe wird meine Fähigkeit, klinische Probleme zu verstehen, erhöhen.	.22	.60	-.06	1.51	0.60	
TC4	Wenn Angehörige verschiedener Gesundheitsberufe während der Ausbildung gemeinsam lernen, wird das deren Arbeitsbeziehungen nach Berufsschluss verbessern.	.43	.33	-.23	1.69	0.73	
TC5	Kommunikative Fertigkeiten sollten gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe erlernt werden.	.50	.33	.05	1.75	0.69	
TC6	Gemeinsames Lernen wird meine Meinung über andere Gesundheitsberufe positiv beeinflussen.	.68	.04	.03	1.80	0.68	
TC7	Damit Kleingruppenarbeit gelingt, müssen sich Angehörige der Gesundheitsberufe gegenseitig vertrauen und respektieren.	.31	.16	.05	1.29	0.51	
TC8	Es ist unerlässlich, dass alle Angehörigen der Gesundheitsberufe Kompetenzen in der Teamarbeit entwickeln.	.16	.59	.06	1.25	0.55	
TC9	Gemeinsames Lernen wird mir dabei helfen, meine eigenen Grenzen zu erkennen.	.53	.14	.09	1.93	0.79	
Professional Identity (PI)							
PI1	Ich möchte meine Zeit nicht damit verschwenden, gemeinsam mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe zu lernen.	-.60	-.10	.28	3.64	0.59	
PI2	Für die Aus-, Fort- und Weiterbildung ist es nicht notwendig, dass Angehörige der Gesundheitsberufe miteinander lernen.	-.39	-.11	.32	3.02	0.90	
PI3	Das Lösen klinischer Probleme kann nur gemeinsam mit Angehörigen des eigenen Fachgebiets erlernt werden.	-.04	-.16	.41	2.94	0.79	
PI4	Gemeinsames Lernen mit Angehörigen anderer Gesundheitsberufe wird mir helfen, besser mit Patienten und anderen Fachleuten zu kommunizieren.	.72	.05	.05	1.64	0.67	
PI5	Ich würde es begrüßen, mit Personen anderer Gesundheitsberufe in kleinen Projekten zusammen zu arbeiten.	.52	.11	-.15	1.80	0.72	
PI6	Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen, die Ursache von Gesundheitsproblemen der Patienten zu ergründen.	.77	-.05	.06	1.88	0.80	
PI7	Gemeinsames Lernen vor Abschluss der Ausbildung wird dazu beitragen, dass ich mich besser in die Teamarbeit einbringen kann.	.57	.23	-.17	1.80	0.76	
Roles and Responsibilities (R&R)							
RR1	Die Aufgabe von Pflegenden, Therapeuten und technischen Assistenten besteht vor allem darin, Ärzte zu unterstützen.	.14	-.24	.68	2.91	0.87	
RR2	Ich bin mir nicht sicher, was meine professionelle Rolle ist.	.02	.11	.55	3.29	0.83	
RR3	Ich muss mir deutlich mehr Wissen und Fertigkeiten aneignen als Angehörige anderer Gesundheitsberufe.	-.13	.28	.67	2.41	0.94	

Anmerkung. Die jeweils höchste Ladung ist fett gedruckt; die graue Schattierung markiert die erwartete Itemzugehörigkeit zum jeweiligen Faktor nach Parsell und Bligh [2].

und das Instrument insgesamt in Frage zu stellen, da nicht eindeutig davon ausgegangen werden kann, dass die Skala das misst, was sie zu messen vorgibt [1], [2], [37].

Davon abgesehen wäre zu überlegen, ob die Herangehensweise von Parsell und Bligh [2] bei der theoretischen Konzeption von RIPLS aus psychologischer Sicht zu hinterfragen ist. Die Autoren entwickelten ein Instrument zur Erfassung von Readiness, also Bereitschaft oder Intention hinsichtlich eines bestimmten Verhaltens. Nach Fishbein und Ajzen [[42]: S. 39] beinhaltet diese jedoch „the person's estimate of the likelihood or perceived probability of performing a given behavior.“ Wenn man den Wortlaut der Items von RIPLS unter dieser Perspektive in Augenschein nimmt, misst das Instrument keine Verhaltensbereitschaft oder -intention, sondern eher eine Einstellung zum interprofessionellen Lernen. Eine Einstellung wird nach Fishbein und Ajzen [[42]: S. 76] definiert als „a latent disposition or tendency to respond with some degree of favorableness or unfavorableness to a psychological object [...] attitudes are evaluative in nature, ascribing to individuals a position on a unitary evaluative dimension with respect to an object [...].“ Ausgehend von einer bipolaren evaluativen Dimension ist dem Konstrukt, das in den Fragen der RIPLS umrissen wird, Einstellungscharakter zuzuschreiben; Formulierungen wie z. B. „Gemeinsames Lernen wird mir dabei helfen...“ oder „Gemeinsames Lernen wird dazu beitragen...“ legen dies nahe. Es wäre

also zu überlegen, ob nicht zuerst eine klare theoretische Konzeption und Abgrenzung vorgenommen werden müsste (Einstellung vs. Bereitschaft), die als Basis für eine valide und reliable Messung dienen könne.

Diskussion des methodischen Vorgehens

Die methodischen Vorteile der Untersuchung sind in einer für alle Studierenden gleichartigen Untersuchungssituation, der randomisierten Ausgabe der beiden Fragebögen, der Anonymität der Befragung und der geringen Wahrscheinlichkeit eines Antwortverhaltens aufgrund von sozialer Erwünschtheit zu sehen.

Der kognitive Pretest wurde ohne Studierende der Medizin durchgeführt. Dies wird methodisch dadurch abgemildert, dass die Überarbeitung durch eine interprofessionelle Arbeitsgruppe vorgenommen wurde, der auch Ärztinnen und Ärzte angehörten.

Da es sich um eine Gelegenheitsstichprobe mit in Deutschland einzigartig gewachsenen, interprofessionellen Studienbedingungen an einer Medizinischen Fakultät handelt, sind die Ergebnisse nur begrenzt auf andere Studierendenpopulationen übertragbar.

Ausblick

Um die Einstellung zum interprofessionellen Lernen und deren Veränderung, z. B. im Längsschnitt eines interprofessionellen Studiums zu erfassen, kann die Readiness for Interprofessional Learning Scale in den deutschsprachigen Versionen RIPLS-HDB und RIPLS-HAL nicht uneingeschränkt empfohlen werden. Auch eine selektive Nutzung einzelner Subskalen ist nicht zu empfehlen, da weder Validität noch Reliabilität des Instrumentes in beiden deutschen Fassungen überzeugend bestätigt werden konnten. Dennoch liegen für den Standort Halle (Saale) nunmehr Basisdaten vor, die zumindest auf Item-Ebene auch deskriptiv genutzt werden können.

Im Zuge der in Deutschland zunehmenden Etablierung interprofessioneller Strukturen in Ausbildung und Studium sind die Entwicklung und Testung geeigneter Instrumente voranzutreiben, wobei eine institutionenübergreifende Kooperation helfen kann, ausreichende Stichprobengrößen zu generieren, um ein zuverlässiges Instrument bereitzustellen. Es liegen internationale Alternativen zur psychometrischen Messung der Einstellung zum interprofessionellen Lernen vor [37], die durch methodisch gute Übersetzungsverfahren eine baldige Evaluation der Effekte des interprofessionellen Lernens auf die Einstellung der Lernenden im deutschsprachigen Raum ermöglichen können.

Interessenkonflikt

Die Autoren erklären, dass sie keine Interessenkonflikte im Zusammenhang mit diesem Artikel haben.

Literatur

1. Mahler C, Rochon J, Karstens S, Karstens S, Szecsenyi J, Hermann K. Internal consistency of the readiness for interprofessional learning scale in German health care students and professionals. *BMC Med Educ.* 2014;14:145. DOI: 10.1186/1472-6920-14-145
2. Parsell G, Bligh J. The development of a questionnaire to assess the readiness of health care students for interprofessional learning (RIPLS). *Med Educ.* 1999;33(2):95-100. DOI: 10.1046/j.1365-2923.1999.00298.x
3. Barr H, Koppel I, Reeves S. Effective Interprofessional Education: Argument, Assumption and Evidence (Promoting Partnership for Health). Chichester: John Wiley & Sons; 2008.
4. Frenk J, Chen L, Bhutta ZA, Cohen J, Crisp N, Evans T, Fineberg H, Garcia P, Ke Y, Kelley P, Kistnasamy B, Meleis A, Naylor D, Pablos-Mendez A, Reddy S, Scrimshaw S, Sepulveda J, Serwadda D, Zurayk H. Health professionals for a new century: transforming education to strengthen health systems in an interdependent world. *Lancet.* 2010;376(9756):1923-1958. DOI: 10.1016/S0140-6736(10)61854-5
5. Wissenschaftsrat. Empfehlungen zu hochschulischen Qualifikationen für das Gesundheitswesen. Berlin: Wissenschaftsrat; 2012. Zugänglich unter/available from: <http://www.wissenschaftsrat.de/download/archiv/2411-12.pdf>
6. Eckardt G. Einstellung (attitude) als "Schlüsselkonzept der Sozialpsychologie". In: Allport GW (Hrsg): Sozialpsychologie–Quellen zu ihrer Entstehung und Entwicklung. Heidelberg: Springer; 2015. S.65-66.
7. Haddock G, Maio G. Einstellungen. In: Jonas K, Stroebe W, Hewstone M (Hrsg). Sozialpsychologie. Berlin, Heidelberg: Springer; 2014. S.197-229. DOI: 10.1007/978-3-642-41091-8_6
8. Ateah CA, Snow W, Wener P, MacDonald L, Metge C, Davis P, Fricke M, Ludwig S, Anderson J. Stereotyping as a barrier to collaboration: Does interprofessional education make a difference? *Nurse Educ Today.* 2011;31(2):208-213. DOI: 10.1016/j.nedt.2010.06.004
9. Green C. Relative distancing: a grounded theory of how learners negotiate the interprofessional. *J Interprof Care.* 2013;27(1):34-42. DOI: 10.3109/13561820.2012.720313
10. Coster S, Norman I, Murrells T, Kitchen S, Meerabeau E, Sooboodoo E, d'Avray L. Interprofessional attitudes amongst undergraduate students in the health professions: a longitudinal questionnaire survey. *Int J Nurs Stud.* 2008;45(11):1667-1681. DOI: 10.1016/j.ijnurstu.2008.02.008
11. Walkenhorst U, Mahler C, Aistleithner R, Hahn EG, Kaap-Fröhlich S, Karstens S, Reiber K, Stock-Schröer B, Sottas B. Position statement GMA Committee – "Interprofessional Education for the Health Care Professions". *GMS Z Med Ausbild.* 2015;32(2):Doc22. DOI: 10.3205/zma000964
12. Havyer R, Nelson D, Wingo M, Comfere NI, Halvorsen AJ, McDonald FS, Reed DA. Addressing the Interprofessional Collaboration Competencies of the Association of American Medical Colleges. *Acad Med.* 2016;91(6):865-888. DOI: 10.1097/ACM.0000000000001053
13. Lapkin S, Levett-Jones T, Gilligan C. A systematic review of the effectiveness of interprofessional education in health professional programs. *Nurse Educ Today.* 2013;33(2):90-102. DOI: 10.1016/j.nedt.2011.11.006
14. Williams B, Webb V. A national study of paramedic and nursing students' readiness for interprofessional learning (IPL): Results from nine universities. *Nurse Educ Today.* 2015;25(9):e31-e37. DOI: 10.1016/j.nedt.2015.05.007
15. Williams B, Boyle M, Brightwell R, McCall M, McMullen P, Munro G, o'Meara P, Webb V. A cross-sectional study of paramedics' readiness for interprofessional learning and cooperation: results from five universities. *Nurse Educ Today.* 2013;33(11):1369-1375. DOI: 10.1016/j.nedt.2012.06.021
16. Anderson ES, Lennox A. The Leicester Model of Interprofessional education: developing, delivering and learning from student voices for 10 years. *J Interprof Care.* 2009;23(6):557-573. DOI: 10.3109/13561820903051451
17. Wamsley M, Staves J, Kroon L, Topp K, Hossaini M, Newlin B, Lindsay C, O'Brien B. The impact of an interprofessional standardized patient exercise on attitudes toward working in interprofessional teams. *J Interprof Care.* 2012;26(1):28-35. DOI: 10.3109/13561820.2011.628425
18. Curran VR, Sharpe D, Forristall J, Flynn K. Student satisfaction and perceptions of small group process in case-based interprofessional learning. *Med Teach.* 2008;30(4):431-433. DOI: 10.1080/01421590802047323
19. Reeves S, Perrier L, Goldman J, Freeth D, Zwarenstein M. Interprofessional education: effects on professional practice and healthcare outcomes (update) (Review). *Cochrane Database Syst Rev.* 2013;3:CD002213. DOI: 10.1002/14651858.CD002213.pub3
20. Thannhauser J, Russell-Mayhew S, Scott C. Measures of interprofessional education and collaboration. *J Interprof Care.* 2010;24(4):336-349. DOI: 10.3109/13561820903442903

21. McFadyen AK, Maclare WM, Webster VS. The Interdisciplinary Education Perception Scale (IEPS): an alternative remodelled sub-scale structure and its reliability. *J Interprof Care.* 2007;21(4):433-443. DOI: 10.1080/13561820701352531
22. Lie DA, Fung CC, Trial J, Lohenry K. A comparison of two scales for assessing health professional students' attitude toward interprofessional learning. *Med Educ Online.* 2013;18:21885. DOI: 10.3402/meo.v18i0.21885
23. Williams B, Brown T, Boyle M. Construct validation of the readiness for interprofessional learning scale: a Rasch and factor analysis. *J Interprof Care.* 2012;26(4):326-332. DOI: 10.3109/13561820.2012.671384
24. Tamura Y, Seki K, Usami M, Taku S, Bontje P, Ando H, Taru C, Ishikawa Y. Cultural adaptation and validating a Japanese version of the readiness for interprofessional learning scale (RIPLS). *J Interprof Care.* 2012;26(1):56-63. DOI: 10.3109/13561820.2011.595848
25. Cloutier J, Lafrance J, Michallet B, Marcoux L, Cloutier F. French translation and validation of the Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS) in a Canadian undergraduate healthcare student context. *J Interprof Care.* 2015;29(2):150-155. DOI: 10.3109/13561820.2014.942837
26. Lauffs M, Ponzer S, Saboonchi F, Lonka A, Hylin U, Mattiasson AG. Cross-cultural adaptation of the Swedish version of Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS). *Med Educ.* 2008;42(4):405-411. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2008.03017.x
27. Bogner K, Landrock U. Antworttendenzen in standardisierten Umfragen. *SDM Survey Guidelines.* Mannheim: Gesis; 2014.
28. DIMDI. Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification, Version 2016. Köln: DIMDI; 2015.
29. Dolnicar S, Grun B, Leisch F, Rossiter J. Three good reasons NOT to use five and seven point Likert items. Adelaide (Australia): University of Wollongong; 2011. Zugänglich unter/available from: <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=1821&context=comppapers>
30. Höfig C. Meinung oder Methodenartefakt? Zum Einfluss der Antwortskalierung bei der Messung sicherheitspolitischer Einstellungen. In: Biehl H, Schoen H (Hrsg). Sicherheitspolitik und Streitkräfte im Urteil der Bürger: Theorien, Methoden, Befunde. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden; 2015. S.323-348. https://doi.org/10.1007/978-3-658-08608-4_12
31. Häder M. Pretests. In: Empirische Sozialforschung. Wiesbaden: Springer Fachmedien; 2015. S.395-411. DOI: 10.1007/978-3-531-19675-6_8
32. Moosbrugger H, Schermelleh-Engel K. Exploratorische (EFA) und Konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA). In: Moosbrugger H, Kelava A (Hrsg). Testtheorie und Fragebogenkonstruktion. Berlin, Heidelberg: Springer; 2012. S.325-343. DOI: 10.1007/978-3-642-20072-4_13
33. Bühner M. Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion, 3rd edn. München: Pearson; 2011.
34. Horn JL. A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika.* 1965;30:179-185. DOI: 10.1007/BF02289447
35. Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ.* 2011;2:53-55. DOI: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
36. Cattell RB. The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behav Res.* 1966;1(2):245-276. DOI: 10.1207/s15327906mbr0102_10
37. Mahler C, Berger S, Reeves S. The Readiness for Interprofessional Learning Scale (RIPLS): A problematic evaluative scale for the interprofessional field. *J Interprof Care.* 2015;29(4):289-291. DOI: 10.3109/13561820.2015.1059652
38. Hendrick TA, Fischer AR, Tobi H, Frewer LJ. Self-reported attitude scales: current practice in adequate assessment of reliability, validity, and dimensionality. *J Appl Soc Psychol.* 2013;43(7):1538-1552. DOI: 10.1111/jasp.12147
39. Preston CC, Colman AM. Optimal number of response categories in rating scales: reliability, validity, discriminating power, and respondent preferences. *Acta Psychol (Amst).* 2000;104(1):1-15. DOI: 10.1016/S0001-6918(99)00050-5
40. Lozano LM, García-Cueto E, Mu-iz J. Effect of the Number of Response Categories on the Reliability and Validity of Rating Scales. *Methodol.* 2008;4(2):73-79. DOI: 10.1027/1614-2241.4.2.73
41. Baur N, Blasius J. *Handbuch Methoden der empirischen Sozialforschung.* Wiesbaden: Springer Fachmedien; 2014. DOI: 10.1007/978-3-531-18939-0
42. Fishbein M, Ajzen I. Predicting and changing behavior: The reasoned action approach. New York, Hove: Psychology Press; 2010.

Korrespondenzadresse:

Dr. Christiane Luderer
 Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Medizinische Fakultät, Institut für Gesundheits- und Pflegewissenschaft,
 Magdeburger Straße 8, 06112 Halle (Saale), Deutschland
 christian.luderer@medizin.uni-halle.de

Bitte zitieren als

Luderer C, Donat M, Baum U, Kirsten A, Jahn P, Stoevesandt D. Measuring attitudes towards interprofessional learning. Testing two German versions of the tool "Readiness for Interprofessional Learning Scale" on interprofessional students of health and nursing sciences and of human medicine . *GMS J Med Educ.* 2017;34(3):Doc33. DOI: 10.3205/zma001110, URN: urn:nbn:de:0183-zma0011101

Artikel online frei zugänglich unter

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2017-34/zma001110.shtml>

Eingereicht: 18.11.2016

Überarbeitet: 13.03.2017

Angenommen: 26.06.2017

Veröffentlicht: 15.08.2017

Copyright

©2017 Luderer et al. Dieser Artikel ist ein Open-Access-Artikel und steht unter den Lizenzbedingungen der Creative Commons Attribution 4.0 License (Namensnennung). Lizenz-Angaben siehe <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.