

# Academic Performance of Students with the Highest and Mediocre School-leaving Grades: Does the Aptitude Test for Medical Studies (TMS) Balance Their Prognoses?

## Abstract

**Background:** Admission to undergraduate medical training in Germany occurs by central and local pathways. Central admission includes two distinct groups: Students with top school-leaving grades (best-SLG group) and students with inferior school-leaving grades who are admitted with a delay of up to seven years (delayed admission group). Students with academic difficulties and early dropouts are present in both groups. Local admission at our university involves the German Test for Medical Studies (TMS) and allows the admission by merit of students with a wide range of school-leaving grades.

**Aims:** To examine the justification of a TMS-based strategy to reduce the admission of potentially weak best school-leavers and enhance the admission of potentially able candidates with mediocre school-leaving grades.

**Method:** The prognostic contribution of the school-leaving (SL) GPA and the TMS to academic performance and to continuity in the pre-clinical part of the undergraduate medical program was examined in two study groups: best school leavers (SL grade 1.0, SL-GPA 823-900 points) and mediocre school leavers (SL grades 2.0-2.3, SL-GPA 689-660 points). The outcomes in both groups were compared in relation to their TMS results. The prospective study included four consecutive cohorts.

**Results:** In each study group the TMS predicted the academic performance ( $\beta=0.442-0.446$ ) and the continuity of studies ( $OR=0.890-0.853$ ) better than the SL-GPA ( $\beta=0.238-0.047$ ;  $OR=1.009-0.998$ ). Attrition was most strongly associated with failing to take the TMS ( $OR=0.230-0.380$ ). Mediocre school leavers with TMS scores  $\geq 125$  performed as well as the best school leavers. Mediocre school leavers with TMS scores between 110-124 performed on average less well but within the required standards. Best school leavers with mediocre TMS scores and 30% of the best school leavers who hadn't taken the TMS performed less well than most mediocre school leavers with high TMS scores.

**Discussion:** The TMS appears to differentiate between potentially successful and less successful students in both GPA categories. Mediocre school leavers (SLG 2.0-2.3) with exceptionally high TMS results reach better pre-clinical examination results than best school leavers (SLG 1.0) with mediocre TMS results. Thus, the present data justify the use of the TMS to facilitate the participation of mediocre school leavers in the competition for admission slots.

**Keywords:** student admission, undergraduate medical training, aptitude, test for medical studies, TMS, school-leaving GPA

Guni Kadmon<sup>1</sup>

Martina Kadmon<sup>2</sup>

1 Heidelberg University, Medical Faculty, Heidelberg, Germany

2 Carl-von-Ossietzky-University of Oldenburg, Faculty of Medicine and Health Sciences, Oldenburg, Germany

## Introduction

The academic performance at the secondary education or pre-university college level is generally considered as the strongest indicator for academic merit in tertiary education. The prognostic validity of school-leaving grades for academic performance in undergraduate medical training may vary between institutions and curricular years

[1] but it often exceeds 0.3 and even 0.5. [2], [3], [4], [5]. Strong prognostic validity of school-leaving grades has also been documented for other academic courses [4], [6] as well as for non-academic professions [7]. For this reason, school-leaving grades are utilised worldwide as the major yardstick of merit in the admission or pre-selection to medical school.

In Germany, about 10% of the medical school admission slots are allocated to legally defined privileged applicants. Of the remaining admission slots up to 20% are centrally allocated to applicants with top school-leaving grades ("best-SLG group"). Another 20% are reserved for applicants with inferior school-leaving grades who are admitted centrally with a delay of up to seven years ("delayed admission group"). Approximately 50% of the medical students are locally admitted by the selection criteria of the individual university, whereby the school-leaving grade must by law carry substantial weight in the admission decision (local admission group).

The dominant role of the school-leaving grade in the admission to medical school has in recent years increasingly become a matter of discussion. Admission by school-leaving grades tends to result in homogeneous student bodies [8], [9] and to discriminate against multiple groups of applicants including graduates from public schools, applicants from socioeconomic and educationally deprived backgrounds [10], [11] and male school leavers [12], [13]. Moreover, school-leaving grades do not necessarily reflect non-cognitive qualities that are important for patient-centred medical practice.

A broad spectrum of additional, cognitive as well as non-cognitive admission instruments has been developed to accommodate for the shortcomings of the school-leaving grades as an admission instrument. The cognitive admission instruments include general intelligence tests such as the SAT in the USA [14], SweSAT in Sweden [15], and the psychometric test in Israel [16], scientific knowledge tests such as the BMAT in Britain [17] and the Ham-Nat in Germany [18], and special aptitude tests for medical studies such as the MCAT in the USA [19], the UMAT in Australia [20], UKAT in Britain [21], and the Aptitude Test for Medical Studies (TMS) in Germany [22], [23] and Switzerland (EMS, [24]). Non-cognitive instruments including interviews [5], [25], [26], motivational essays [5], personal qualities assessment (PQA) [27], [28], and psychological tests [29] are also employed but generally lack reliable prognostic values for performance in medical school. However, instruments that depict a limited spectrum of non-cognitive traits may be of prognostic relevance with respect to specific competencies, examination types, or course formats [30], [31].

In view of the prognostic insecurity of non-cognitive admission instruments Brown and Lilford [32] recommended limiting student selection to cognitive instruments. Conceivably, applicants with different school-leaving grades reflecting different school histories may demonstrate similar aptitude for medical studies by alternative cognitive admission instruments. Such applicant cohorts may represent a wider range of interests and competencies than applicants with a uniform school-leaving grade. On the basis of this rationale our faculty developed a compensatory admission procedure that is primarily based on the school-leaving GPA and the TMS score. To this end a ranking formula was used that is given in the methods section.

The TMS is composed and administered once yearly by ITB Consulting® LTD. It comprises nine parts, takes approximately 5 hours and 10 minutes, and does not require prior academic knowledge. In a slightly different form it is also used in Switzerland (EMS, [24], [33]). Four parts test scientific and mathematical thinking as well as text and data comprehension. The scores achieved in these parts correlate moderately ( $r=0.33$ ) with the school-leaving GPA [22]. The remaining five parts test visual cognition, pattern analysis, graphic and verbal memory. These parts do not substantially correlate with the school-leaving GPA ( $r=0.16$ ) [22]. The scores achieved in the test are standardised each year with mean 100 and standard deviation 10. Preparation for the test is beneficial to the result [34], suggesting that it might also reflect motivation.

The advantage of assessing applicants who are weak in one instrument also by an alternative instrument which may better reflect their aptitude has been discussed [35], [36]. The compensatory ranking formula enables potentially able applicants to compensate for poor school-leaving grades by strength in the TMS as an additional measure of merit.

In an earlier study [2] it has been observed that some students of the best-SLG group have academic difficulties in undergraduate medical training whereas some students with mediocre school-leaving grades reach high levels of performance. However, students with mediocre school-leaving grades normally are admitted to medical school with several years' delay and tend to withdraw from the course pre-maturely due to age-related factors. These observations are supported by the experience that the introduction of the Medical College Admission (Moss) Test (MCAT) in the USA resulted in improved prediction of academic performance, drastically reduced attrition [37], and increased diversity of students by race and religion [38]; the BioMedical Admissions Test (BMAT) better predicts academic success of candidates from low ranking schools than personal statements [39], and veterinary students may become good veterinary doctors despite having inferior school leaving grades [40]. We therefore suggested that potentially able applicants with mediocre school-leaving grades should be given the chance to compete for study places within the regular admission procedure at the expense of applicants with top school-leaving grades but lower potential for academic success [2]. The present work aims at examining whether the compensatory admission procedure described above can identify best school-leavers with low potential and mediocre school-leavers with high potential for success in the undergraduate medical program. To this end the academic performance and continuity of the students of the central admission groups, the best-SLG group and the delayed admission group, were compared to the performance and continuity of the locally admitted students with the corresponding school-leaving grades. The differential predictive values of the school-leaving grade and the TMS for academic performance and continuity

of studies were statistically elucidated. The work focused in three consecutive studies on the following questions:

- Study 1: Does the TMS help to predict the differential academic performance and continuity of students that have the best school-leaving grade 1.0 (best school leavers)?
- Study 2: Does the TMS help to predict the differential academic performance and continuity of students whose school-leaving grades are on the level of the national average (2.0-2.3 – mediocre school-leavers)?
- Study 3: Do students with mediocre school-leaving grades but high TMS scores reach levels of academic performance that justify their inclusion in the primary competition for admission slots?

## Methods

### Participants and inclusion criteria

The participants were medical students of the Heidelberg Medical Faculty of Heidelberg University who enrolled in 2009, 2010, 2011, and 2012. Included were:

- All students with grade 1.0 in the German school-leaving certificate (“Abitur”).
- All students having German school-leaving grades 2.0-2.3.

### Exclusion criteria

Excluded from the study were students with foreign school-leaving certificates and students admitted by different pathways than the regular admission procedure (priority admissions, cases of hardship, second-degree students, admissions by lawsuit). Students who hadn't taken the TMS were excluded from analyses involving the TMS score. They were included in comparisons between the students who had taken the TMS and those who hadn't taken it.

### Data recruitment and data protection

The study was performed in connection with the quality management of the admission procedure of the Heidelberg Medical Faculty. Birth dates, registration and de-registration dates, examination results, and the date of passing the first part of the Medical Licensing Examination (M1) were retrieved from the data bank of the faculty. The school-leaving grades of the locally admitted students were retrieved from their application files. The school-leaving grades of the centrally admitted students were reported by the Foundation for Higher Education Admissions (SfH). The data were tabulated in MS Excel® and anonymised prior to their analysis by removal of the columns that contained personal data except for age and gender. The work was approved by the ethics committee of the medical faculty (file #S-440/2009).

## Assessment scales

*School-leaving-GPA:* It ranges from 240 points (pass) to 840 points or 300 (pass) to 900 points. The 840 point scale was converted to the 900 point scale when used. The two scales have been used in different years and are still differently used by different German federal states.

*School-leaving grade:* The school-leaving GPA is officially converted to the school-leaving grade on the scale of 1.0 - 6.0 (1.0=best, 4.0=pass). The GPA scores corresponding to Grades 1.0, 2.0-2.3 are given in Table 1.

*Standardised TMS score:* 0-135 points, mean=100 points, SD=10 points. The TMS scores were divided into seven categories with the following score ranges: (1)  $\geq 125$ , (2) 120-124, (3) 117-119, (4) 114-116, (5) 110-113, (6) 106-109, (7)  $\leq 105$ . Wider TMS score intervals were chosen for the marginal categories (1,2,6,7) in order to increase the sample sizes of rare cases. Rare cases were included in the analysis since they were in the focus of interest with respect to the research questions. An eighth category was defined as the absence of TMS results.

*Weighted compensatory ranking formula:* The compensatory local admission procedure was based on the following ranking formula, whereby only better than average TMS scores were considered:

$$RP = \frac{GPA}{GPA_{Max}} \times 51 + \frac{TMS - \overline{TMS}}{TMS_{Max} - \overline{TMS}} \times 39 + Bonus$$

where RP=ranking points, GPA=school-leaving GPA,  $GPA_{Max}$ =840 or 900 points depending on the respective GPA scale, TMS=standardised TMS score,  $\overline{TMS}$ =mean standardised TMS score (100),  $TMS_{Max}$ =130, Bonus=maximum 10 percent points for additional criteria. Since only few students qualified for bonus points the bonus was neglected in the present study.

*Faculty examination results:* The examinations included the chemistry exam of the first semester, the physics, human genetics, and the integrated exams (anatomy, physiology and biochemistry) of the second, third, and fourth semesters. Different point scales were transformed to the percent scale (100%=highest possible score in a given examination, 60%=pass). The arithmetic mean of the transformed pre-clinical examination results was defined as the mean pre-clinical grade and regarded as a measure for academic performance.

The analysis of the students' performance was based on the results of their first try at each examination. It was assumed that the first try better reflects the actual learning performance than the repetition of failed examinations. Passing the examinations is an obligatory condition for taking the M1 examination, but the time point for taking some examinations is flexible.

*Continuity of studies* was analysed as passing the first part of the Medical Examination (M1) in the prescribed time of four semesters (regular continuity), at a later stage (prolonged studies), or withdrawing from the program prior to the M1 examination (dropout).

Table 1: Study design

Research questions	Samples	n (age)[ $\beta$ : $\sigma$ %]	Predictors (scale range)	Outcome variables (scale)	Statistical methods
Study 1 Does the TMS enhance the prediction of academic performance and continuity of studies of best school leavers?	All students with school-leaving (SL) grade 1.0	All: 313, with TMS: 204 (19.8 $\pm$ 1.06) [44:56]	• SL Grade (1.0) • SL GPA (823-900) • TMS score (0-135)  • Taking/not taking the TMS (binary scale)	1. Examination results pre-clinic (percent)  2. Continuity of studies (duration of pre-clinical studies: regular / prolonged / dropout)	1. • Multiple regression. • ANOVA by TMS classes  2. • Logistic regression. • ANOVA by continuity of studies
Study 2 Does the TMS enhance the prediction of academic performance and continuity of studies of mediocre school leavers?	All students with School-leaving grades 2.0-2.3	All:150 with TMS: 104 (23.5 $\pm$ 3.22) [63:37]  TMS>113: Age=21.9 $\pm$ 1.40 TMS $\leq$ 113 & no TMS: Age=26.2 $\pm$ 3.42	• SL Grade (2.0-2.3) • SL GPA (589-660) • TMS score (0-135)  • Taking/not taking the TMS (binary scale)	As above	1. • Multiple regression. • Kruskal-Wallis test, Mann-Whitney U test by TMS classes  2. • Logistic regression. • ANOVA by continuity of studies
Study 3 Is the inclusion of mediocre school leavers in the competition for study places justified on the basis of their TMS scores? (Comparison between the academic performance and continuity of studies best and mediocre school leavers)	All students with School-leaving grades 1.0 and 2.0-2.3	As above	As above	As above	1. • Boxplots. • Mann-Whitney U test.  2. • Logistic regression $\chi^2$ & z test for proportions

(GPA) School-leaving GPA; (SLG) school-leaving grade; (TMS) German aptitude Test for Medical Studies.

## Admission criteria

The admission criteria for the different admission groups were:

- *Central admission:*
- 1. *SLG-best group* – School-leaving grade (almost exclusively grade 1.0).
- 2. *Delayed admission group* – waiting time by number of semesters. (Applicants who do not comply with the regular admission criteria but are entitled to a study place by the constitutional freedom of occupational choice. They are admitted with a delay of up to seven years after leaving school.)
- 3. *Local admission* – school-leaving GPA with pre-selection cut-off at GPA 589 (grade 2.3), above-average TMS score (>100) and additional “bonus criteria” (vocational training and professional experience in medicine-related fields, success in education-related competitions, and voluntary social service). The applicants were ranked by the formula given above.

## Study design

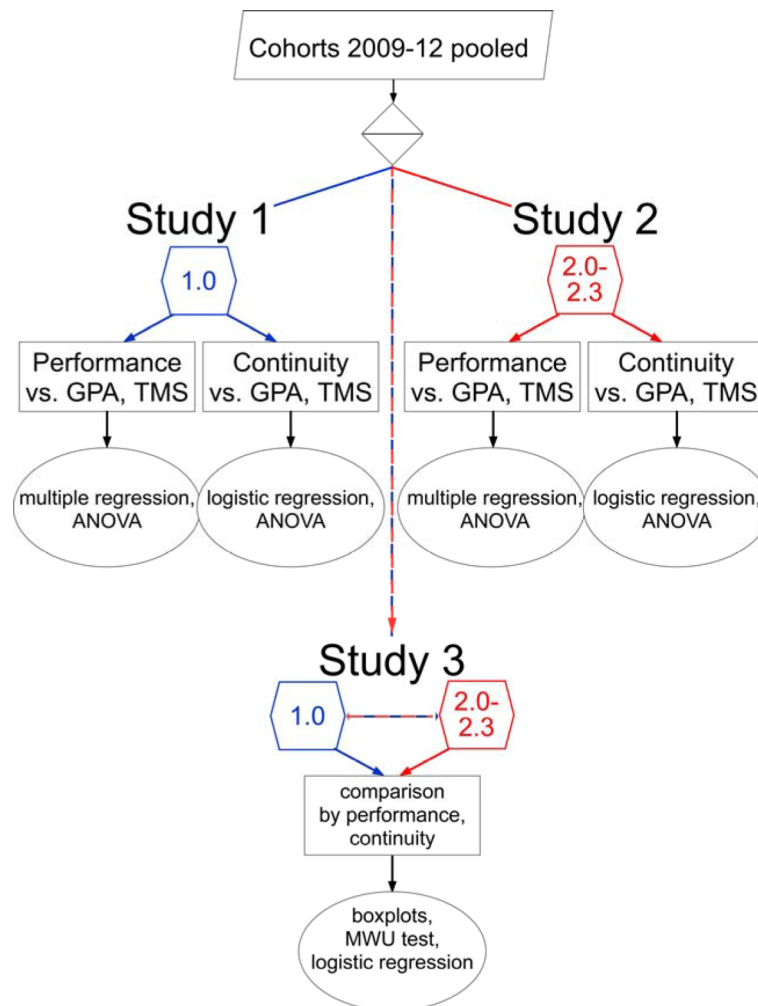
The study design is summarised in Figure 1 and table 1. The investigation included two study groups: students with the school-leaving grade 1.0 (best school leavers) and students with the school-leaving grades 2.0-2.3 (mediocre school leavers). For each study group the data of the students that had matriculated between 2009 and 2012 by the different admission procedures were pooled. The data included the school-leaving GPA, the TMS score, the faculty examination results and the continuity of studies.

The investigation was divided in three studies. Study 1 included the best school leavers and study 2 included

the mediocre school leavers. In each of these two studies the relationship between the mean pre-clinical grades and the predictors school-leaving GPA and TMS score as well as between continuity of studies and these predictors was analysed. Additionally, the relationship between the outcome variables (mean pre-clinical grade, continuity of studies) and taking or not taking the TMS was also analysed. In study 3 the outcome variables of the two study groups were compared with respect to the given predictors. The study groups were examined in toto as well as in subgroups by TMS categories as defined above.

## Statistical methods

The predictive values of the school-leaving grade and of the TMS score for academic performance were examined by multiple linear regression as well as by ANOVA by TMS categories. ANOVAs were followed post-hoc by Bonferroni or non-parametric (Mann-Whitney U) tests. The predictive values of the school-leaving grade and the TMS score for continuity was examined by logistic regression. The possible risk for academic performance and for continuity by not taking the TMS was also examined by logistic regression. The mean TMS scores by continuity of studies were compared by ANOVA. In study 3 the academic performance of the two groups was compared in relation to their TMS results. To this end the TMS results were categorised as described above. The proportions of students of the two study groups who completed the pre-clinical part of the program in the prescribed time, after a delay, or dropped out were compared by  $\chi^2$  test for proportions. The proportion of students who had taken (or not taken) the TMS was compared among the subgroups by continuity (regular continuity, prolonged studies, dropout) using the z test for proportions.



**Figure 1: Flow chart of the study design.** Study 1 and study 2 examine the academic performance and the continuity of studies of the students with the school-leaving grades 1.0 and 2.0-2.3, respectively, in the pre-clinical part of the medical course. The performance and the continuity of both groups are compared in the third study.

Basic statistics, distribution analyses, multiple linear and logistic regression analyses, Pearson correlations, confidence interval determinations, ANOVA, Kruskal-Wallis H test, Mann-Whitney U test,  $\chi^2$  test, z-test for proportions and Boxplots were performed in IBM SPSS® 21. Holm-Bonferroni correction for multiple comparisons was performed on an Excel® template by Justin Gaetano [[https://www.researchgate.net/publication/236969037\\_Holm-Bonferroni\\_Sequential\\_Correction\\_An\\_EXCEL\\_Calculator](https://www.researchgate.net/publication/236969037_Holm-Bonferroni_Sequential_Correction_An_EXCEL_Calculator)]. Participants with missing data were omitted from the respective analysis. SPSS output was exported to MS Excel®. Graphics were generated in Excel and finished in Canvas® 10 (ACD Systems).

## Results

### Study 1: Best school leavers (school-leaving grade 1.0)

#### Dependence of academic performance on GPA and TMS score

By multiple linear regression analysis both the school-leaving GPA and the TMS score contribute to the prediction of the mean pre-clinical examination result of the best school leavers. However, the predictive contribution of the school-leaving GPA ( $\beta=0.238$ ) was weaker than the predictive value of the TMS ( $\beta=0.442$ ; see Table 2, Point A). Sub-grouping the best school leavers by their TMS scores revealed two outstanding subgroups with respect to their academic performance (see Table 2, Points B and C). The one subgroup included students with TMS scores  $\geq 125$ . TMS scores  $\geq 125$  are at least 2.5 standard deviations better than the mean score of all TMS participants. These students reached mean pre-clinical examination results that were significantly or nearly significantly better than examination results of the

**Table 2: Relationship between academic performance, school-leaving GPA, and TMS score among students with the school-leaving grade 1.0****A. Multiple regression: average pre-clinical examination grade vs. school-leaving GPA and TMS**

Criterion	n	Model r <sup>2</sup> [corr.]	ANOVA F	ANOVA p	Predictor	B	95% CI	p	β	r <sup>2</sup>	r
Mean Pre-clinic	195	0.236	30.9	<5×10 <sup>-7*</sup>	GPA	0.091	0.044–0.139	2×10 <sup>-4</sup>	<b>0.238</b>	0.049	0.220
					TMS	0.513	0.369–0.656	3×10 <sup>-11</sup>	<b>0.442</b>	0.187	0.433

**B. Average pre-clinical examination grade by TMS classes**

TMS class	1	2	3	4	5	6	7	8
TMS score <sup>Δ</sup>	≥125	120-124	117-119	114-116	111-113	106-110	≤105	no TMS
n	13	38	21	45	35	33	10	87
Mean	<b>88.2</b>	<b>82.6</b>	<b>81.7</b>	<b>81.5</b>	<b>77.6</b>	<b>80.9</b>	<b>70.0</b>	<b>76.8</b>
SD	5.30	6.77	4.04	5.68	9.13	8.27	9.15	12.80
95% CI	85.3–91.1	80.4–84.8	78.0–83.4	79.8–83.2	74.6–80.6	78.1–83.7	64.3–75.7	74.0–79.5

**C. One-way ANOVA & post-hoc tests (Bonferroni): average pre-clinical examination grade by TMS classes**

Statistic	Value
df between	7
df within	274
df total	281
F	5.6
p	4×10 <sup>-6</sup>

TMS classes <sup>Ω</sup>	5	6	7	8
1	0.013	ns	1×10 <sup>-4</sup>	0.001
2	ns	ns	0.005	0.038
3	ns	ns	0.032	ns
4	ns	ns	0.013	ns
5	ns	ns	ns	ns
6	ns	ns	0.035	ns

(r<sup>2</sup> [corr.] corrected Pearson r<sup>2</sup>; (B) regression coefficient; (95% CI) 95% confidence interval of B; (p) significance of B in table A and of the ANOVA in table C; (β) standardised regression coefficient; (SD) standard deviation of the mean; (df) degrees of freedom; (F) F statistic; (ns) not significant. \*SPSS output: p=0.000000. <sup>Δ</sup>The TMS score intervals were extended for the marginal TMS classes. <sup>Ω</sup>The examination grades of TMS classes 1-4 were not significantly different.

subgroups with lower TMS scores. The other subgroup included the students with TMS scores ≤105, that is, around the mean score of all TMS participants. Their mean pre-clinical examination results were significantly worse than those of most other subgroups. The students who had not taken the TMS also reached on average relatively low examination results (see Table 2, Point B). The mean pre-clinical examination results of the remaining subgroups with TMS scores between 106 and 124 did not differ significantly.

**Dependence of continuity of studies on GPA and TMS score**

By logistic regression, the best school leavers' risk of prolonging their pre-clinical studies and the risk of dropping out of the course were not related to the school-leaving GPA (see Table 3, Point A). In contrast, lower TMS scores significantly predicted the prolongation of the studies albeit with an odds ratio of only 0.89 (see Table 3, Point A; OR<1 denotes the chance of not prolonging the studies). The odds ratio was possibly weak due to the small number of students who had taken the TMS and withdrew from the program. The students who prolonged their studies had significantly lower TMS scores than students who completed the pre-clinical part of the program in the prescribed time (see Table 3, Point C). A higher risk for prolonging the studies and for dropout was detected among the best school-leavers who had

not taken the TMS as compared to those who had taken the TMS (OR 0.324 and 0.451, respectively; see Table 3, Point B). The majority (82 out of 97) of the best school leavers who had not taken the TMS belonged to the centrally admitted SLG-Best group. Thirteen had been admitted otherwise and were older at enrolment.

**Study 2: Mediocre school leavers (school-leaving grades 2.0-2.3)****Dependence of academic performance on GPA and TMS score**

Multiple linear regression analysis did not reveal an association between the school-leaving GPAs of the mediocre school leavers and their mean pre-clinical examination grades (β=0.047, ns). In contrast, their TMS scores appeared to predict their pre-clinical performance similarly to the group of the best school leavers (β=0.446; see Table 4, Point A). The GPA ranges of both groups were similar (see Table 1), whereas the range of the TMS scores of most mediocre school leavers was more restricted – 74% were within 8 score points, 117-124 (see Table 4, Point B). Therefore, their regression was possibly more strongly susceptible to outliers.

Upon sub-grouping the mediocre school leavers by TMS scores a downward gradient of academic performance with decreasing TMS scores appeared as a general trend (see Table 4, Point B). However, the differences between

**Table 3: Relationship between continuity of studies, school-leaving GPA, and TMS score among students with the school-leaving grade 1.0**

**A. Logistic regression: Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS score**

Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 183	<b>GPA</b>	0.015	0.014	1.203	0.273	1.015	0.988–1.043
	no 21	<b>TMS</b>	-0.086	0.033	6.764	<b>0.009</b>	<b>0.918</b>	<b>0.860–0.979</b>
Prolonged	no 183	<b>GPA</b>	0.009	0.018	0.255	0.614	1.009	0.974–1.045
	yes 12	<b>TMS</b>	-0.116	0.041	8.136	<b>0.004</b>	<b>0.890</b>	<b>0.822–0.964</b>
Dropout	no 195	<b>GPA</b>	0.020	0.019	1.080	0.299	1.020	0.982–1.060
	yes 9	<b>TMS</b>	-0.023	0.046	0.244	0.621	0.978	0.893–1.070

**B. Logistic regression: Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS taken/not taken**

Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 260	<b>GPA</b>	0.013	0.011	1.502	0.220	1.013	0.992–1.035
	no 53	<b>TMS</b>	-0.966	0.332	8.460	0.004	<b>0.380</b>	0.198–0.730
Prolonged	no 260	<b>GPA</b>	0.017	0.013	1.703	0.192	1.018	0.991–1.044
	yes 32	<b>TMS</b>	-0.796	0.409	3.788	0.052	<b>0.451</b>	0.203–1.006
Dropout	no 292	<b>GPA</b>	0.004	0.015	0.056	0.813	1.004	0.974–1.035
	yes 21	<b>TMS</b>	-1.128	0.503	5.033	0.025	<b>0.324</b>	0.121–0.867

**C. TMS score by continuity of studies**

	Continuity of studies		
	Regular	Prolonged	Dropout
n	183	12	9
<b>Mean</b>	<b>115.3</b>	<b>108.6</b>	<b>113.6</b>
SD	6.40	9.96	6.29
95% CL	0.93	5.63	4.11
95% CI	114.3–116.2	102.3–114.9	108.7–118.4

**ANOVA**

Statistic	Value
df between	2
df within	201
df total	203
F	5.875
p	0.0033
Post-hoc (P vs. R)	p≤0.0026

Statistical tests: **A.** Prediction of the risk for non-regular continuity of studies, for study prolongation, or for dropout of students who had taken the TMS by the school-leaving GPA and by the TMS score. **B.** Prediction of the risk for non-regular continuity of studies, for study prolongation, or for dropout of students who had taken the German Abitur by the school-leaving GPA and by not taking vs. taking the TMS. **C.** Comparison of the TMS scores of the student subgroups by continuity of studies. Abbreviations: (SER) standard error of B; (Wald) Wald statistic; (OR) odds ratio; OR values that are associated with significant B values are highlighted; (95% CL) 95% confidence limit; (P vs. R) Prolonged vs. regular continuity (Mann-Whitney U test). Remaining abbreviations as in Table 2.

**Table 4: Relationship between academic performance, school-leaving GPA, and TMS score among students with the school-leaving grades 2.0-2.3****A. Multiple regression: average pre-clinical examination grade vs. school-leaving GPA and TMS**

Criterion	n	Model r <sup>2</sup> [corr.]	ANOVA F	ANOVA p	Predictor	B	95% CI	p	β	r	Partial r
Mean pre-clinic	94	0.183	11.4	<5×10 <sup>-7*</sup>	<b>GPA</b>	0.022	-0.065–0.109	0.620	<b>0.047</b>	0.047	0.052
					<b>TMS</b>	0.655	0.382–0.929	7×10 <sup>-6</sup>	<b>0.446</b>	0.446	0.446

**B. Average pre-clinical examination grade by TMS classes**

TMS class	1	2	3	4	5	6	7	8
TMS score <sup>Δ</sup>	≥125	120-124	117-119	114-116	111-113	106-110	≤105	no TMS
n	7	35	35	6	4	1	6	35
Mean	<b>80.3</b>	<b>74.3</b>	<b>71.4</b>	<b>72.9</b>	<b>77.0</b>	<b>61.6</b>	<b>59.4</b>	<b>62.7</b>
SD	8.86	8.68	7.96	8.09	6.63		9.35	10.73
95% CI	73.7–86.8	80.4–84.8	80.0–83.4	79.8–83.2	74.6–80.6		64.3–75.7	45.2–85.5

**C. Kruskal Wallis test and pair-wise comparisons by Mann-Whitney U test: Average pre-clinical examination grade by TMS classes**

K-W test		TMS classes <sup>§</sup>			
Statistic	Value	5	6	7	8
n	128				
df	6				
χ <sup>2</sup>	35.0				
Asymptotic p	4×10 <sup>-6</sup>				
		1	2	3	4
		ns	ns	ns	ns
		—	—	0.001	2×10 <sup>-4</sup>
		—	—	0.007	3×10 <sup>-5</sup>
		—	—	[0.068]	0.002
		—	—	ns	ns
		—	—	0.067	0.071
		—	—	—	—

Abbreviations as in Table 2. \*SPSS output: p=0.000000. <sup>Δ</sup>The TMS score intervals were extended for the marginal TMS classes. <sup>§</sup>The examination grades of TMS classes 1-4 were not significantly different. TMS class 6 (n=1) was excluded from the tests.

the mean pre-clinical grades of the different subgroups were with the exceptions described below not significant (see Table 4, Point C), possibly due to the small size of most subgroups.

The mean pre-clinical grades of the subgroups with TMS scores ≤105 and with no TMS result were significantly

lower than in most other subgroups and were close to the "pass" mark of 60% (see Table 4, Points B and C). This outcome is more difficult to relate to the gradient in TMS scores than in the group of the best school leavers, since the mediocre school leavers with TMS scores <113 or no TMS belonged to the delayed admission group. They

were several years older at enrolment than the rest of the students (see Table 1).

### Dependence of the continuity of studies on GPA and TMS score

The statistical relationship between the continuity of studies of the mediocre school leavers and their school-leaving GPAs and TMS scores was similar to the one observed in the group of the best school leavers. By logistic regression dropout was not related to the TMS score whereas the risk of study prolongation by low TMS scores was determined at an odds ratio of 0.85 (see Table 5, Point A). Also, the TMS scores of the mediocre school leavers who prolonged their studies were much lower than those of the mediocre school leavers who did not prolong their studies or withdrew from the program (see Table 5, Point C). Similarly as observed among the best school leavers, the highest risk for prolonging the studies and for dropout was associated with not having taken the TMS (see Table 5, Point B). As pointed out above, the interpretation of these observations is limited by the age difference between the mediocre school leavers with TMS scores <113 or no TMS and the mediocre school leavers with better TMS scores.

## Study 3: Mediocre vs. best school leavers

### Academic performance by TMS categories

Generally, the mediocre school leavers tended to perform less well than the best school leavers who had taken the TMS (see Figure 2, Point A). The differences were only partly significant (see Figure 2, Point B), possibly due to the small size of most subgroups of the mediocre school leavers. In both study groups the students with exceptionally high TMS scores ( $\geq 125$ ) performed better than the rest of their respective group members and the students with mediocre TMS scores ( $\leq 105$ ) performed less well than the rest of their respective group (see Figure 2, Points A and B). The academic performance of the best school leavers with TMS scores between 106 and 124 was on average relatively uniform at a level of mean pre-clinical grades around 82% (see Figure 2, Point A). A similar level of academic performance was achieved by the mediocre school leavers with TMS scores  $\geq 125$ . Their pre-clinical grades did not differ significantly from those of the best school leavers including those with TMS scores  $\geq 125$ . However, due to the small size of the subgroups with TMS scores  $\geq 125$  true differences may have been masked by type II error. The mediocre school leavers with TMS scores between 117 and 124 performed, on average, significantly less well than the majority of the best school leavers who had taken the TMS (see Figure 2, Points A and B). Yet, they performed clearly better than the minimal required standard of 60% ("pass"). Mediocre school leavers with TMS scores below 117 were too rare for drawing clear conclusions about them.

The academic performance of the mediocre school leavers in the pre-clinical examinations was also compared to that of the best school leavers who had not taken the TMS. The differences were not significant. This finding is especially meaningful with respect to the mediocre school leavers with TMS scores  $\geq 117$  whose subgroups were large enough for reliable comparisons (see Figure 2, Points A and B). In fact, the mean performance of 27 best school leavers without TMS (31%) was lower in the pre-clinical examinations than the mean performance of the mediocre school leavers with TMS scores  $> 105$ . Furthermore, 18 of the former (20%) performed less well than the 25 percentile of the latter (see Figure 2, Point A). Among the best school leavers with TMS scores  $\leq 116$  24% performed less well than the mean and 9% performed less well than the 25 percentile of the mediocre school leavers with TMS scores  $> 105$  (see Figure 2, Point A).

### Continuity of studies

Similar proportions of students of both study groups, the best and the mediocre school leavers, completed the pre-clinical program. However, approximately 10% more best school leavers (83.1%) than mediocre school leavers (72.7%) completed it in the prescribed time (see Figure 3, Point A). In both groups the majority of students who completed the pre-medical program in the prescribed time had taken the TMS. Conversely, 40-60% of the students who prolonged their studies or dropped out had not taken the TMS (see Figure 3, Point B).

The two study groups, the best and the mediocre school leavers, were pooled together for further analysis. The range of the school-leaving GPAs was larger in the pooled sample than in each study group alone. Yet, logistic regression indicated that also in the pooled sample the school-leaving GPA only marginally affected the prolongation of the studies or the withdrawal from the program if at all (see Table 6). The TMS scores (see Table 6, Point A) and not having taken the TMS (see Table 6, Point B) represented similar risk potentials for attrition as separately observed in each study group (compare to Table 3 and table 5).

## Discussion

The present study explores the possibility of having excellent students who had left school with poor grades and having unsuccessful students who had excelled in secondary education. Clearly, it would be desirable to identify the applicants who occupy these "tails of the probability distribution" already during the admission process. It can be expected that students with varying school histories may contribute substantially to the diversity of the student body [41]. To accomplish this, a selection instrument must be employed that can detect potentially unsuccessful best school leavers and potentially successful mediocre school leavers. The ability of



**Table 5: Relationship between continuity of studies, school-leaving GPA, and TMS score among students with the school-leaving grades 2.0-2.3****A. Logistic regression: Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS score**

Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 85	<b>GPA</b>	-0.006	0.013	0.220	0.639	0.994	0.968–1.02
	no 19	<b>TMS</b>	-0.094	0.037	6.546	<b>0.011</b>	<b>0.910</b>	<b>0.847–0.978</b>
Prolonged	no 85	<b>GPA</b>	-0.012	0.019	0.415	0.519	0.988	0.952–1.025
	yes 10	<b>TMS</b>	-0.159	0.049	10.631	<b>0.001</b>	<b>0.853</b>	<b>0.775–0.939</b>
Dropout	no 95	<b>GPA</b>	0.002	0.017	0.009	0.924	1.002	0.968–1.037
	yes 9	<b>TMS</b>	0.018	0.059	0.090	0.764	1.018	0.907–1.141

**B. Logistic regression: Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS taken/not taken**

Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 109	<b>GPA</b>	0.004	0.009	0.186	0.667	1.004	0.986–1.022
	no 41	<b>TMS</b>	-1.468	0.392	14.037	0.000	<b>0.230</b>	0.107–0.497
Prolonged	no 109	<b>GPA</b>	0.002	0.011	0.054	0.817	1.002	0.982–1.024
	yes 26	<b>TMS</b>	-1.792	0.467	14.734	0.000	<b>0.167</b>	0.067–0.416
Dropout	no 135	<b>GPA</b>	0.007	0.013	0.290	0.590	1.007	0.982–1.033
	yes 15	<b>TMS</b>	-0.495	0.561	0.778	0.378	0.610	0.203–1.830

**C. TMS score by continuity of studies**

	Continuity of studies		
	Regular	Prolonged	Dropout
n	85	11	8
Mean	<b>119.6</b>	<b>109.8</b>	<b>122.0</b>
SD	4.52	11.81	5.07
95% CL	0,96	6,98	3,51
95% CI	118,6–120,5	101,9–117,8	117,8–126,2

**ANOVA**

TMS score by continuity	
df between	2
df within	101
df total	103
F	15,601
p	1×10 <sup>-6</sup>
Post-hoc (P vs. R,D)	1×10 <sup>-6</sup>

Statistical tests and abbreviations as in Table 3. (P vs. R,D) Prolonged vs. regular continuity and prolonged vs. dropout (Mann-Whitney U test).

the TMS to fulfil this function was examined in the present work.

### Prognostic values of the school leaving GPA and the TMS for academic performance and continuity of best and mediocre school leavers (studies 1 & 2)

*Academic performance:* Differences in academic performance were weakly related to GPA differences among the best school leavers and unrelated to the GPA among the mediocre school leavers. Moreover, attrition – prolongation of the studies and dropout – was also unrelated to the school leaving GPA. The range of the school-leaving GPA was similar in both study groups, just above 70 points. This range comprises only a fraction of the complete scale of GPA scores. Thus, the observed absence of a (clear) relationship between the outcome variables and the school-leaving GPA may be restricted to the study groups and cannot be generalised at this stage.

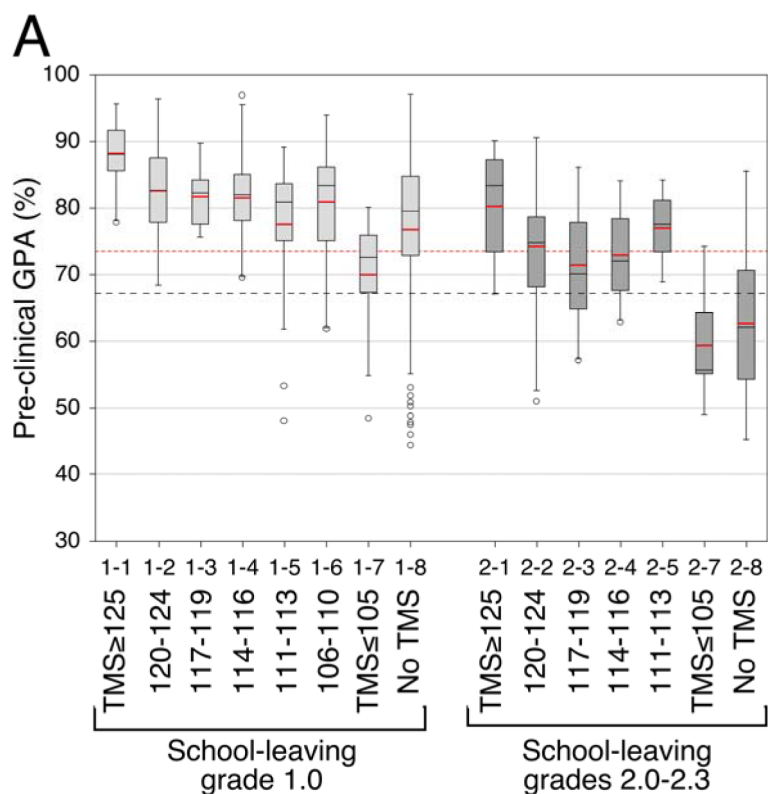
The TMS, on the other hand, predicted the academic performance in both study groups with  $\beta$  values above 0.4. Upon closer inspection, in each group the mean academic performance of students with TMS results between one and 2.5 standard deviations above the mean score of all TMS participants was relatively uniform. The best school leavers having TMS scores within this range reached on average better examination grades than the corresponding mediocre school leavers. Nevertheless, the examination grades of the latter subgroups were on average also well above 60%, the required "pass" level.

Exceptions to this general trend were observed in the marginal subgroups having either exceptionally high (better than 2.5 SD above the mean) or mediocre TMS results. In each study group the subgroup with exceptionally high TMS scores reached better mean examination grades than the remaining subgroups. This was most conspicuous in the group of the mediocre school leavers, although due to the small size of this subgroup the observed advantage was not statistically significant. The subgroups with TMS scores around 100, the mean of all TMS participants, performed significantly less well in the pre-clinical examinations than their fellow students with better TMS results. This observation is especially meaningful with respect to the best school leavers, since their subgroups did not differ in age. In the group of the mediocre school leavers, age is a latent variable that must be considered in the interpretation of the results.

*Continuity of studies:* In both study groups the TMS was also a predictor of study prolongation. This result can be expected, since the prolongation of the pre-clinical period is often associated with academic difficulties [2]. Interestingly, the binary variable, "taking/not taking" the TMS, emerged in both study groups as the strongest predictor for both study prolongation and dropout. Therefore, future investigations should examine whether taking the TMS reflects motivation and identification with the chosen course of studies, and whether failing to take it might be associated with reduced motivation and endurance.

### Mediocre vs. best school leavers (study 3)

The comparison of the two groups revealed three relevant phenomena:



**B** Kruskal-Wallis H test:  $p \leq 7.6 \times 10^{-20}$

Subgroups by SL-grade and TMS score		1-1	1-2	1-3	1-4	1-5	1-6	1-7	1-8	2-1	2-2	2-3	2-4	2-5	2-7
1-1	13														
1-2	38	ns													
1-3	21	ns	ns												
1-4	45	ns	ns	ns											
1-5	35	*	ns	ns	ns										
1-6	33	ns	ns	ns	ns	ns									
1-7	10	*	*	*	*	ns	ns								
1-8	87	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns							
2-1	7	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns						
2-2	35	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns					
2-3	35	*	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns				
2-4	6	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns			
2-5	4	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns		
2-7	6	*	*	*	*	ns	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	
2-8	35	*	*	*	*	*	ns	*	ns	ns	*	*	ns	ns	ns

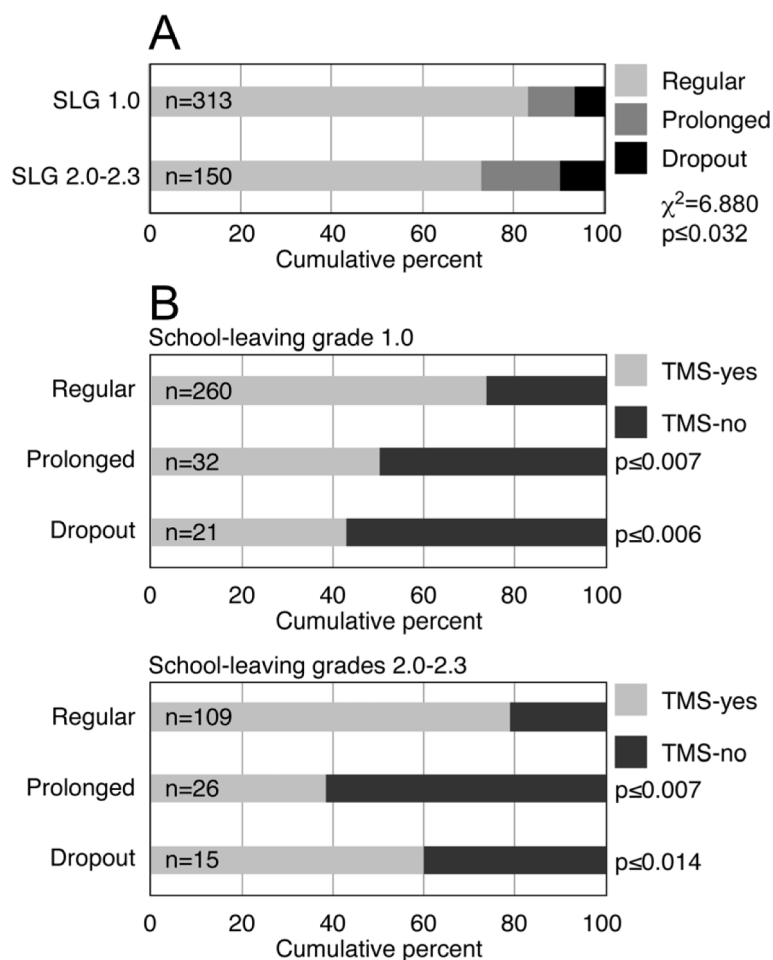
**Figure 2: Academic performance by school-leaving grade and TMS score.** A. Boxplots by TMS categories. The subgroups are denoted by a group number (1 or 2) and a subgroup number (1 to 8). The mean values are superimposed in red. Red and black broken lines: Mean and 25 percentile, respectively, of the performance of the mediocre school leavers with TMS>105. B. Kruskal-Wallis H test with pairwise post-hoc comparisons by Mann-Whitney U test with global  $\alpha=0.05$  and Holm-Bonferroni correction for multiple comparisons. \*Significant at  $\alpha=0.05$ ; (n) number of cases; (ns) not significant; (blue print) significant prior to the Holm-Bonferroni correction.

1. The mediocre school leavers with exceptionally high TMS scores performed in the pre-clinical examinations on average similarly well as the best school leavers with high TMS scores.
2. Quite a few best school leavers without TMS participation and with TMS results below 117 performed less well than many mediocre school leavers.
3. Differences in GPA could not explain the attrition even upon pooling the school-leaving GPAs of both study

groups, whereas the TMS score did predict the attrition.

The prognostic risk for attrition was associated most strongly with not having taken the TMS.

The results indicate that the admission to medical school of mediocre school leavers with exceptionally high TMS results is fully justified. Moreover, it is questionable whether the *a priori* exclusion of such applicants from the primary competition for admission slots by faculties that do not employ compensatory admission instruments



**Figure 3: Continuity of studies of best and mediocre school leavers. A.** Proportional distribution of the students who completed the pre-clinical program in the prescribed time (Regular) or later (Prolonged) or who withdrew from the program (Dropout) in the two study groups. (SLG) School-leaving grade. The distributions of both study groups were compared by  $\chi^2$  test. **B.** Proportional distribution of the students who had taken the TMS (TMS-yes) or had not taken it (TMS-no) among the students who completed the pre-clinical program in the regular time, prolonged their studies or who dropped out. (p) The proportions of the students who had not taken the TMS among those who had prolonged their studies or dropped out were compared by z-test for proportions to the equivalent proportion among the students who had completed their pre-clinical studies in the regular time.

**Table 6: Logistic regression analysis of the relationship between continuity of studies and the school-leaving GPA and the TMS score in the pooled sample of best and mediocre school leavers.**

A. Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS score								
Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 269	GPA	-0.004	0.002	7.131	0.008	<b>0.996</b>	0.992–0.999
	no 40	TMS	-0.091	0.024	13.723	$2 \times 10^{-4}$	<b>0.913</b>	0.870–0.958
Prolonged	no 269	GPA	-0.005	0.002	5.252	0.022	<b>0.995</b>	0.990–0.999
	yes 22	TMS	-0.138	0.031	19.582	$1 \times 10^{-5}$	<b>0.872</b>	0.820–0.926
Dropout	no 291	GPA	-0.003	0.002	1.614	0.204	0.997	0.993–1.002
	yes 18	TMS	-0.005	0.036	0.016	0.899	0.995	0.927–1.069

B. Continuity of studies vs. school-leaving GPA and TMS taken/not taken								
Criterion	n	Predictor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% CI [OR]
Regular continuity	yes 369	GPA	-0.003	0.001	6.297	0.012	<b>0.997</b>	0.995–0.999
	no 94	TMS	-1.280	0.243	27.807	$1 \times 10^{-7}$	<b>0.278</b>	0.173–0.447
Prolonged	no 369	GPA	-0.003	0.001	4.905	0.027	<b>0.997</b>	0.995–1.000
	yes 58	TMS	-1.354	0.294	21.275	$4 \times 10^{-6}$	<b>0.258</b>	0.145–0.459
Dropout	no 427	GPA	-0.002	0.002	1.263	0.261	0.998	0.995–1.001
	yes 36	TMS	-0.915	0.351	6.796	0.009	<b>0.400</b>	0.201–0.797

Statistical tests and abbreviations as in Tables 3A, 3B, and 5A, 5B.

would be appropriate. The present findings also indicate that even the admission of mediocre school leavers with better TMS scores than one standard deviation above the mean of all TMS participants is more reasonable than

the admission of best school leavers with mediocre TMS results. Our experience is that they are likely to enrich the diversity of the student body [41] and level out aca-

demically with the best school leavers in the clinical part of the program [2].

Taken together, the present findings confirm the need for public discussion about the obligatory attribution of priority weight to the school-leaving grade in the admission decision as required by German law.

### Advantage of voluntary admission tests

The assumption that taking the TMS may reflect motivation, identification, and endurance must await future verification. However, the current observations appear to support the importance of offering the TMS and perhaps any comparable admission test on a voluntary basis as an indicator of potential continuity and attrition.

### TMS credits in other German universities

The majority of the German medical faculties that acknowledge the TMS result in their admission procedure consider the TMS on an additive rather than a compensatory basis. They attribute a uniform credit to either the TMS equivalent grade 1.0 or to TMS percentile rank values  $\geq 90$ . The TMS equivalent grade 1.0 includes in different years all TMS scores above 116 or above 117. The percentile rank value 90 encompasses the TMS scores above approximately 112. Consequently, exceptionally high TMS scores have no advantage, success in the TMS has a relatively small incremental effect on the admission decision, and applicants with school-leaving grades above approximately 1.8 are excluded from the competition for study places [42].

### Demographic considerations

Demographic data of the students except for age and gender were not documented in the data bank of the faculty due to the data protection regulations as they are not relevant to the admission procedure. The age distribution of the students of the different admission groups has been published [2]. So far, we have not detected gender differences in performance and attrition in our faculty [2], and only minor gender differences in course evaluation have been found [43]. For these reasons and in order to avoid further sample fragmentation analysis by gender has not been performed in the present study.

### Limitations of the study

The interpretation of the results is limited by a number of confounders as listed below. Most notably, the small size of the marginal subgroups of interest, the best school leavers with mediocre TMS scores and the mediocre school leavers with exceptionally high TMS scores, restricts the confidence in the generalizability of the findings. The association between the school-leaving grades and the age at matriculation as well as between taking or not taking the TMS and age may further limit the interpretation of the findings. The large number of possible

examination dates available to the students renders the analysis of the sources of variance in a nested set-up impractical. The results must, therefore, be regarded as observations that pose questions to further generalising work, especially concerning the marginal subgroups.

### Confounders and sources of bias

- Age: Due to the delayed admission procedure the school-leaving GPA scale and, partly, taking or not taking the TMS are linked to the age at enrolment. Age is a strong predictor for dropout, less so for academic performance [2].
- Variance restriction: The analyses focused on groups of the student cohorts that represent selected segments of the school-leaving GPA scale. They were further divided by TMS categories into subgroups that in part were very small. Consequently, the interpretation of the findings may be limited by variance restriction.
- Statistical errors: Due to variance restriction type I and type II errors possibly limit the reliability of the results.
- Examination results: Latent factors affecting academic performance such as health condition, personal and familial difficulties, exam anxiety, variations in examination severity, had not been documented and were neglected in the analysis.

## Conclusions

Advantage in admission should ideally be given to applicants who are likely to succeed in the course over those who potentially would fail to reach the desired level of performance regardless of their respective school histories. Moreover, it makes little sense to curtail the coping potential of potentially successful, consistent students by deferring their admission by several years only because top grades were not their top priority at high school. The present data indicate that a compensatory admission procedure involving the TMS should be considered for balancing the required substantial weight of the school-leaving grade in the assessment of potential academic aptitude.

## Acknowledgements

The authors wish to thank Martina Damaschke and Dr. Ariunaa Batsaikhan for their patient assistance in retrieving examination results and tabulating the data. They are also grateful to Dr. Janine Kahmann, Anna Kirchner, and Stefan Teichert for their advice on the admission procedures and their constructive discussions. Special thanks are due to Melanie Fröhlich for critical reading of the manuscript and her help in avoiding unnecessary mistakes.

## Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

## References

- Edwards D, Friedman T, Pearce J. Same admission tools, different outcomes: a critical perspective on predictive validity in three undergraduate medical schools. *BMC Med Educ.* 2013;13:173. DOI: 10.1186/1472-6920-13-173
- Kadmon G, Resch F, Duelli R, Kadmon M. Predictive Value of the School-leaving Grade and Prognosis of Different Admission Groups for Academic Performance and Continuity in the Medical Course – a Longitudinal Study. *GMS Z Med Ausbild.* 2014;31(2):Doc21. DOI: 10.3205/zma000913
- Trapmann, S, Hell B, Weigand S, Schuler H. The Validity of School Grades for Academic Achievement – A Meta-Analysis. *Z Pädagog Psychol.* 2007;21(1):11-27. DOI: 10.1024/1010-0652.21.1.11
- Ferguson E, James D, Madeley L. Factors associated with success in medical school: systematic review of the literature. *Brit Med J.* 2002;324:952-957. DOI: 10.1136/bmj.324.7343.952
- Salvatori P. Reliability and validity of admission tools used to select students for the health professions. *Adv Health Sci Edu.* 2001;6(2):159-175. DOI: 10.1023/A:1011489618208
- Gold A, Souvignier E. Prognose der Studierfähigkeit. Ergebnisse aus Längsschnittdaten [Prediction of college outcomes. Results from longitudinal studies] German. *Z Entwicklungspsychol pädagog Psychol.* 2005;37(4):214-222. DOI: 10.1026/0049-8637.37.4.214
- Roth PL, BeVier CA, Switzer FS III, Schippmann JS. Meta-analysing the relationship between grades and job performance. *J Appl Psychol.* 1996;18(5):548-556. DOI: 10.1037/0021-9010.81.5.548
- Cliffordson C. Selection Effects on Applications and Admissions to Medical Education with Regular and Step-Wise Admission Procedures. *Scan J Educ Res.* 2006;50(4):463-482. DOI: 10.1080/00313830600823811
- Jones BJ, Borges NJ, Manuel RS. A Validation of Medical School Objectives Project Attributes: Altruistic, Knowledgeable, Skillful, and Dutiful Students. *Ann Behav Sci Med Educ.* 2004;10(2):64-67.
- Powis D, James D, Eamonn F. Demographic and socio-economic associations with academic attainment (UCAS tariff scores) in applicants to medical school. *Med Educ.* 2007;41(3):242-249. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2006.02683.x
- Dhalla IA, Kwong JC, Streiner DL, Baddour RE, Waddell AE, Johnson IL. Characteristics of first-year students in Canadian medical schools. *Canad Med Assoc J.* 2002;166(8):1029-1035.
- Quenzel G, Hurrelmann K. Gender and school performance: the inversion of a social stratification pattern. *Köln Z Soziol Sozialpsychol.* 2010;62:61-69. DOI: 10.1007/s11577-010-0091-4
- Budde J. Bildungs(miss)erfolge von Jungen und Berufswahlverhalten bei Jungen/männlichen Jugendlichen. *Bildungsforschung* 23. Bonn: Bundesministerium für Bildung und Forschung; 2008.
- Sackett PR, Kuncel NR, Arneson JJ, Cooper SR, Waters SD. Socioeconomic status and the relationship between the SAT® and freshman GPA: An analysis of data from 41 colleges and universities. The College Board. Research Report 2009-1. New-York: The College Board; 2009. Zugänglich unter/available from: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/9/researchreport-2009-1-socioeconomic-status-sat-freshman-gpa-analysis-data.pdf>
- Åberg-Bengtsson, L. Separating the quantitative and analytic dimensions of the Swedish Scholastic Aptitude Test (Swesat). *Scan J Educ Res.* 2005;49:359-383. DOI: 10.1080/00313830500202892
- Halpern N, Bentov-Gofrit D, Matot I, Abramowitz MZ. The effect of integration of non-cognitive parameters on medical students' characteristics and their intended career choices. *Israel Med Assoc J.* 2011;13:488-493.
- Emery JL, Bell JF. The predictive validity of the BioMedical Admissions Test for pre-clinical examination performance. *Med Educ.* 2009;43(6):557-564. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03367.x
- Hampe W, Klusmann D, Buhk H, Münch-Harrach D, Harendza S. Possible reduction of the medical school dropout number by the Hamburg Assessment test for Medicine - part Natural sciences (HAM-Nat). *GMS Z Med Ausbild.* 2008;25(2):Doc82. Zugänglich unter/available from: <http://www.egms.de/static/de/journals/zma/2008-25/zma000566.shtml>
- Donnon T, Oddone Paolucci E, Violato C. The predictive validity of the MCAT for medical school performance and Medical Board Licensing Examinations: A metaanalysis of the published research. *Acad Med.* 2007;82(1):100-106. DOI: 10.1097/01.ACM.0000249878.25186.b7
- Mercer A, Chiavaroli N. UMAT: A Validity Study. A review of the underlying constructs and an analysis of the content of the Undergraduate Medicine and Health Sciences Admission Test. Crawley/WA: The University of Western Australia; 2007. Zugänglich unter/available from: [http://umat.acer.edu.au/files/UVSExecutive\\_Summary.pdf](http://umat.acer.edu.au/files/UVSExecutive_Summary.pdf)
- Tiffin PA, McLachlan JC, Webster L, Nicholson S. Comparison of the sensitivity of the UKCAT and A levels to sociodemographic characteristics: a national study. *BMC Med Educ.* 2014;14:7. DOI: 10.1186/1472-6920-14-7
- Kadmon G, Kirchner A, Duelli R, Resch F, Kadmon M. Why The German Aptitude Test for Medical Studies (TMS)? *Z. Evid Fortbild Qual Gesundheitswes.* 2012;106(2):125-130. DOI: 10.1016/j.zefq.2011.07.022
- Trost G, Nauels HU, Klieme E. The Relationship between Different Criteria for Admission to Medical School and Student Success. *Ass Educ Princip Policy Pract.* 1998;5(2):247-254. DOI: 10.1080/0969594980050206
- Kraft HG, Lamina C, Kluckner T, Wild C, Prodingner WM. Paradise lost or paradise regained? Changes in admission system affect academic performance and drop-out rates of medical students. *Med Teach.* 2013;35(5):e1123-1129. DOI: 10.3109/0142159X.2012.733835
- Bodger O, Byrne A, Evans PA, Rees S, Jones G, et al. Graduate Entry Medicine: Selection Criteria and Student Performance. *PLoS ONE.* 2011;6(11):e27161. DOI: 10.1371/journal.pone.0027161
- Hell B, Trapman S, Weigand S, Schuler H. The validity of admission interviews – a meta-analysis. *Psychol Rundsch.* 2007;58(2):93-102. DOI: 10.1026/0033-3042.58.2.93
- Dowell J, Lumsden MA, Powis D, Munro D, Bore M, Makubate B, Kumwenda B. Predictive validity of the personal qualities assessment for selection of medical students in Scotland. *Med Teach.* 2011;33(9):e485-e488. DOI: 10.3109/0142159X.2011.599448

28. Lumsden MA, Bore M, Millar K, Jack1 R, Powis D. Assessment of personal qualities in relation to admission to medical school. *Med Educ.* 2005;39(3):258-265. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2005.02087.x
29. Trapmann S, Hell B, Hirn JO, Schuler H. Meta-Analysis of the relationship between the big five and academic success at university. *Z Psychol.* 2007;215(2):132-151. DOI: 10.1027/0044-3409.215.2.132
30. Eva KW, Reiter HI, Trinh K, Wasi P, Rosenfeld J, Norman GR. Predictive validity of the multiple mini-interview for selecting medical trainees. *Med Educ.* 2009;43(8):767-775. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03407.x
31. Chamberlain SE, Searle J. Assessing suitability for a problem-based learning curriculum: evaluating a new student selection instrument. *Med Educ.* 2005;39(3):250-257. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2005.02086.x
32. Brown CA, Lilford RJ. Selecting medical students. Tests of cognitive ability are probably the best method at present. *BMJ.* 2008;336:786. DOI: 10.1136/bmj.39517.679977.80
33. Hängsen KD, Ischi N. Eignungsprüfung für das Medizinstudium. Kriterien und Testverfahren. Bericht über das Internationale Symposium in Bern, Bericht 3. Fribourg: Universität Fribourg; 1996.
34. Meunier E. Transferevaluation eines Testtrainings für den Test für medizinische Studiengänge (TMS). Diplomarbeit. Berlin: Freie Universität Berlin; 2010. S.31ff
35. Emery JL, Bell JF. The predictive validity of the BioMedical Admissions Test for pre-clinical examination performance. *Med Educ.* 2009;43(6):557-564. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03367.x
36. Bore M, Munro D, Powis D. A comprehensive model for the selection of medical students. *Med Teach.* 2009;31(12):1066-1072. DOI: 10.3109/01421590903095510
37. McGaghie WC. Assessing readiness for medical education. Evolution of the Medical College Admission Test. *J Am Med Assoc.* 2002;288(9):1085-1090. DOI: 10.1001/jama.288.9.1085
38. Borst CG. Choosing the Student Body: Masculinity, Culture, and the Crisis of Medical School Admissions, 1920-1950. *History Educ Quart.* 2002;42(2):181-214. DOI: 10.1111/j.1748-5959.2002.tb00106.x
39. Emery JL, Bell JF, Vidal Rodeiro CL. The BioMedical Admissions Test for medical student selection: Issues of fairness and bias. *Med Teach.* 2011;33(1):62-71. DOI: 10.3109/0142159X.2010.528811
40. Michell R. Student selection: time to reconsider? *Vet Rec.* 1990;127(21):512-514.
41. Kadmon G, Kadmon M. Chance für Bewerber ohne Einser-Abitur. *Dtsch Arztebl.* 2011;108(45):A2388-A2392.
42. Hinneberg H. Der "Test für medizinische Studiengänge" im Auswahlverfahren der Hochschulen. *Hochschulwes.* 2012;3:94-98.
43. Kadmon G, Schmidt J, De Cono N, Kadmon M. Integrative vs. traditional learning from the student perspective. *GMS Z Med Ausbild.* 2011; 28(2):14-26. DOI: 10.3205/zma000740
44. Hampe W, Hissbach J. Kein Ersatz für die Abiturnote. *Dtsch Arztebl.* 2010;107(26):A1298-1299.
45. Hissbach J, Feddersen L, Sehner S, Hampe W. Suitability of the HAM-Nat test and TMS module "basic medical-scientific understanding" for medical school selection. *GMS Z Med Ausbild.* 2012;29(5):Doc72. DOI: 10.3205/zma000842
46. Reibnegger G, Caluba HC, Ithaler D, Manhal S, Neges HM, Smolle J. Progress of medical students after open admission or admission based on knowledge tests. *Med Educ.* 2010;44(2):205-2014. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03576.x
47. Reibnegger G, Caluba HC, Ithaler D, Manhal S, Neges HM, Smolle J. Dropout rates in medical students at one school before and after installation of admission tests in Austria. *Acad Med.* 2011;86(8):1040-1048. DOI: 10.1097/ACM.0b013e3182223a1b

#### Corresponding author:

Guni Kadmon  
Heidelberg University, Medical Faculty, Im Neuenheimer Feld 155, D-69120 Heidelberg, Germany, Phone: +49 (0)6221/56-6716, Fax: +49 (0)6221/56-7207  
guni.kadmon@med.uni-heidelberg.de

#### Please cite as

Kadmon G, Kadmon M. *Academic Performance of Students with the Highest and Mediocre School-leaving Grades: Does the Aptitude Test for Medical Studies (TMS) Balance Their Prognoses?* *GMS J Med Educ.* 2016;33(1):Doc7.  
DOI: 10.3205/zma001006, URN: urn:nbn:de:0183-zma0010062

#### This article is freely available from

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2016-33/zma001006.shtml>

**Received:** 2014-07-12

**Revised:** 2015-09-30

**Accepted:** 2015-10-29

**Published:** 2016-02-15

#### Copyright

©2016 Kadmon 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/>.

# Studienleistung von Studierenden mit den besten versus mittelmäßigen Abiturnoten: Gleicht der Test für Medizinische Studiengänge (TMS) ihre Prognosen aus?

## Zusammenfassung

**Hintergrund:** Die Auswahl Medizinstudierender wird in Deutschland teils zentral, teils lokal durchgeführt. Die zentrale Auswahl umfasst zwei Gruppen: Studierende mit den besten Hochschulzulassungsnoten (Abiturbeste) und Studierende mit schlechteren Abiturnoten, die erst nach einer Wartezeit von bis zu sieben Jahren nach Schulabschluss zum Studium zugelassen werden (Wartezeitquote). Studierende mit Lernschwierigkeiten sowie solche, die das Studium frühzeitig abbrechen, befinden sich in beiden Gruppen. Die hochschuleigene Studierendenauswahl (AdH) unserer Fakultät berücksichtigt das Ergebnis des Tests für Medizinische Studiengänge (TMS) und ermöglicht die leistungsbezogene Zulassung von Studierenden mit einer breiten Spannweite an Abiturnoten.

**Ziel:** Zu untersuchen, ob die Gewichtung des TMS in der hochschuleigenen Auswahl gerechtfertigt ist, die darauf abzielt, die Zulassung potentiell leistungsschwacher Abiturbesten zu reduzieren und stattdessen die Zulassung potentiell leistungsstarker Bewerber zu fördern, die mittelmäßige Schulabgangsnoten mitbringen.

**Methode:** Der prognostische Beitrag der Abiturpunktzahl und des TMS zur Studienleistung und zur Studienkontinuität im vorklinischen Abschnitt des Medizinstudiums wurde an zwei Studierendengruppen untersucht: Abiturbeste (Abiturnote 1,0, Abiturlpunkte 823-900) und mittelmäßige Abiturienten (Abiturnoten 2,0-2,3, Abiturlpunkte 689-660). Das Outcome beider Gruppen wurde im Verhältnis zu ihren TMS-Ergebnissen verglichen. Die Studie umfasste vier aufeinander folgende Kohorten.

**Ergebnisse:** In beiden Gruppen sagte der TMS die Studienleistung ( $\beta=0,442-0,446$ ) und die Studienkontinuität ( $OR=0,890-0,853$ ) besser vorher als die Abiturnote ( $\beta=0,238-0,047$ ;  $OR=1,009-0,998$ ). Die Studienverlängerungs- und -abbruchsrates war am stärksten mit der Nicht-Teilnahme am TMS assoziiert ( $OR=0,230-0,380$ ). Studierende mit mittelmäßigen Abiturnoten und TMS-Ergebnissen (standardisiertem Testwert)  $\geq 125$  erzielten ähnlich gute Studienleistungen wie die Abiturbesten. Mittelmäßige Schulabgänger mit TMS-Ergebnissen zwischen 110-124 erbrachten im Schnitt weniger gute aber noch ausreichende Studienleistungen. Abiturbeste mit mittelmäßigen TMS-Ergebnissen und 30% der Abiturbesten, die nicht am TMS teilgenommen hatten, erreichten nicht das Studienleistungsniveau der meisten Studierenden mit mittelmäßigen Abiturnoten und sehr guten TMS-Leistungen.

**Diskussion:** Der TMS scheint, zwischen potenziell erfolgreichen und weniger erfolgreichen Studierenden beider Abiturnotenbereiche zu differenzieren. Mittelmäßige Abiturienten mit besonders hohen TMS-Ergebnissen erreichten bessere Studienergebnisse im vorklinischen Studienabschnitt als die Abiturbesten, die im TMS nur mittelmäßigen Erfolg hatten. Diese Beobachtungen rechtfertigen die Anwendung des TMS, um die Chancen von Studienbewerbern mit mittelmäßigen Abiturnoten am Wettbewerb um die Studienplätze zu erhöhen.

**Schlüsselwörter:** Studierendenauswahl, Medizinstudium, Eignungstest, Test für medizinische Studiengänge, TMS, Abitur

Guni Kadmon<sup>1</sup>

Martina Kadmon<sup>2</sup>

1 Universität Heidelberg,  
Medizinische Fakultät,  
Heidelberg, Deutschland

2 Carl-von-Ossietzky-Universität  
Oldenburg, Fakultät für  
Medizin und  
Gesundheitswissenschaften,  
Oldenburg, Deutschland

## Einleitung

Die Leistung in der Sekundarbildung oder im College vor Eintritt in ein universitäres Studium wird generell als der stärkste Indikator für Lernerfolg auf der Tertiärstufe betrachtet. Die prognostische Validität von Schulabgangsnoten für die Leistungen im Medizinstudium kann zwischen Hochschulen und Ausbildungsjahren variieren [1], übersteigt aber häufig 0,3 und sogar 0,5 [2], [3], [4], [5]. Die starke prognostische Validität der Schulabgangsnoten wurde auch für andere Studiengänge [4], [6] und für nicht akademische Berufe [7] dokumentiert. Aus diesem Grunde werden Schulabgangsnoten weltweit als das primäre Auswahlkriterium für die Zulassung bzw. die Auswahl von Medizinstudierenden eingesetzt.

In Deutschland werden etwa 10% der Studienplätze des Studiengangs Humanmedizin gesetzlich definierten bevorzugten Bewerbern zugeteilt. Zwanzig Prozent der übrigen Studienplätze werden zentral an Bewerber mit den besten Abiturnoten vergeben (Abiturbestenquote). Weitere 20% der Studienplätze sind Bewerbern vorbehalten, die schlechtere Abiturnoten haben und nach einer Wartezeit von bis zu sieben Jahren zentral zum Studium zugelassen werden (Wartezeitquote). Circa 50% der Medizinstudierenden werden durch die medizinischen Fakultäten anhand eigener Auswahlkriterien lokal ausgewählt, wobei die Abiturnote bei der Auswahlentscheidung maßgeblich gewichtet werden muss (Auswahlverfahren der Hochschulen, AdH).

Die dominante Rolle der Abiturnote in der Zulassung zum Medizinstudium rückte in den letzten Jahren zunehmend in das Blickfeld der öffentlichen Diskussion. Die Zulassung anhand von Schulabgangsnoten begünstigt die Auswahl homogener Studierendengruppen [8], [9] und scheint unterschiedliche Bewerbergruppen wie Absolventen öffentlicher Schulen, Bewerber mit sozioökonomisch benachteiligtem und bildungsschwachem Hintergrund [10], [11] sowie männliche Schulabgänger [12], [13] zu benachteiligen. Des Weiteren bilden Schulabgangsnoten nicht-kognitive Eigenschaften, wie sie in der patientenorientierten Medizin von Bedeutung sind, nicht unbedingt ab.

Ein breites Spektrum an zusätzlichen, kognitiven und nicht-kognitiven Auswahlinstrumenten wurde entwickelt, um die Grenzen der Schulabgangsnoten als Auswahlkriterium zu kompensieren. Zu den kognitiven Auswahlinstrumenten gehören allgemeine Intelligenztests wie der SAT in den USA [14], der SweSAT in Schweden [15] und der PET in Israel [16], naturwissenschaftliche Wissensprüfungen wie der BMAT in Großbritannien [17] und der Ham-Nat in Deutschland [18] sowie spezielle Eignungstests für medizinische Studiengänge wie der MCAT in den USA [19], der UMAT in Australien [20], der UKAT in Großbritannien [21] und der Test für Medizinische Studiengänge (TMS) in Deutschland [22], [23] und der Schweiz (EMS, [24]). Daneben werden nicht-kognitive Instrumente einschließlich Interviews [25], [26], [5], Motivationsschreiben [5], Personal Qualities Assessment (PQA) [27], [28] und psychologische Testverfahren [29] eingesetzt. Sie haben im Allgemeinen keinen zuverlässi-

gen prognostischen Wert für die Leistung im Medizinstudium. Instrumente, die konkrete nicht-kognitive Eigenschaften abbilden, können jedoch prognostische Relevanz in Bezug auf spezifische Kompetenzen, Prüfungstypen oder favorisierte Lehrformate haben [30], [31].

In Anbetracht der prognostischen Unsicherheit der nicht-kognitiven Auswahlinstrumente empfehlen Brown und Lilford [32], sich für die Auswahl Medizinstudierender auf kognitive Instrumente zu beschränken. Es ist denkbar, dass die Nutzung alternativer kognitiver Auswahlinstrumente unter Bewerbern mit unterschiedlichen Schulabgangsnoten eine ähnliche Eignungsvorhersage für das Medizinstudium zulässt wie die Schulabgangsnote. Solche Bewerberkohorten könnten ein breiteres Spektrum an Interessen und Fertigkeiten mitbringen, als Bewerberkohorten mit einheitlicher Schulabgangsnote. Auf der Grundlage dieser Überlegung wurde an unserer Fakultät ein kompensatorisches Auswahlverfahren entwickelt, das hauptsächlich auf der Abiturnotenzahl und dem standardisierten TMS-Testwert basiert und eine Rangformel verwendet, die im Methodenteil angegeben wird.

Der TMS wird von der ITB Consulting® GmbH entwickelt und einmal jährlich durchgeführt. Er enthält neun Untertests, dauert ungefähr fünf Stunden und 10 Minuten und bedarf keines schulischen Vorwissens. Eine geringfügig unterschiedliche Version des Tests wird in der Schweiz verwendet (EMS, [24], [33]). Vier Untertests bilden wissenschaftliches und mathematisches Denken sowie Text- und Datenverständnis ab. Die erreichten Punkte in diesen Testteilen weisen eine moderate Korrelation ( $r=0,33$ ) mit der Abiturnotenzahl auf [22]. Die übrigen fünf Untertests bilden visuelle Kognition, Musteranalyse, grafisches und verbales Gedächtnis ab. Diese Testteile korrelieren nicht wesentlich mit der Abiturnotenzahl ( $r=0,16$  [22]). Die von allen TMS-Teilnehmern erreichten Punktzahlen werden jedes Jahr auf einen Mittelwert von 100 und eine Standardabweichung (SD) von 10 standardisiert. Vorbereitung auf den Test ist vorteilhaft für das Testergebnis [34], möglicherweise weil sie eine Motivationslage reflektiert. Der Vorteil darin, die Qualitäten eines Bewerbers\*, der in einem Auswahlinstrument Schwächen zeigt, mithilfe eines alternativen Instrumentes, das seine Eignung besser abbilden kann, einzuschätzen, wurde diskutiert [35], [36]. Die im Methodenteil angegebene kompensatorische Rangformel ermöglicht es potenziell fähigen Bewerbern, schwache Abiturnoten durch Erfolg im TMS, als ein zusätzliches Eignungsmaß, auszugleichen.

Eine frühere Untersuchung [2] hat gezeigt, dass einige Studierende der Abiturbestenquote im vorklinischen Studienabschnitt Schwierigkeiten haben, die akademischen Anforderungen zu erfüllen, während einige Studierende mit mittelmäßigen Abiturnoten ein durchaus hohes Leistungsniveau erreichen. Studierende mit mittelmäßigen Abiturnoten werden jedoch in der Regel erst nach mehrjähriger Wartezeit zum Studium zugelassen. Sie weisen eine hohe Tendenz auf, das Studium aus altersbezogenen Gründen vorzeitig abzubrechen [2]. Einschlägige Erfahrungen aus dem Ausland zeigen Möglichkeiten auf, diesen Gegebenheiten entgegenzuwirken. Die Einfüh-



zung des Medical College Admissions (Moss) Test (MCAT) in den USA hatte zur Folge, dass sich die Prädiktion der Studienleistung verbesserte und die Abbrecherquote drastisch reduzierte [37], während sich die Diversität der Studierenden in Bezug auf Rasse und Religion vergrößerte [38]. Es wurde außerdem beschrieben, dass der Bio Medical Admissions Test (BMAT) den Studienerfolg von Studierenden aus benachteiligten Schulen besser vorher sagt als "Personal Statements" [39], und Tiermedizin studierende gute Tierärzte werden können, auch wenn sie schlechte Schulabgangsnoten haben [40]. Aus diesen Beobachtungen resultierte die Zielsetzung der Fakultät, potenziell fähigen Bewerbern mit mittelmäßigen Abiturnoten bereits im Hauptauswahlverfahren unmittelbar nach Erlangung der Hochschulzugangsberechtigung die Möglichkeit einzuräumen, mit Bewerbern um die Studienplätze zu konkurrieren, die zwar bessere Abiturnoten aber ein schlechteres Leistungspotenzial mitbringen [2].

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, zu untersuchen, ob das oben beschriebene kompensatorische Auswahlverfahren ermöglicht, Bewerber mit Abiturnote aber schlechtem Leistungspotential und solche mit mittelmäßigen Abiturnoten aber hohem Leistungspotential im Studiengang Humanmedizin bereits im Auswahlverfahren zu erkennen. Zu diesem Zweck wurden die Studienleistung und -kontinuität der Studierenden der zentralen Zulassungsgruppen (Abiturbesten- und Wartezeitquote) und der im AdH zugelassenen Studierenden mit gleichen Abiturleistungen verglichen. Der differentielle prädiktive Wert der Abiturnote und des TMS für Studienleistung und -kontinuität wurde statistisch ermittelt. Die Arbeit fokussierte in drei aufeinander folgenden Studien auf die folgenden Fragen:

- Studie 1: Hilft der TMS, die differentielle Studienleistung und -kontinuität von Studierenden mit der Abiturnote 1,0 (Abiturbesten) zu prognostizieren?
- Studie 2: Hilft der TMS, die differentielle Studienleistung und -kontinuität von Studierenden mit Abiturnoten auf dem Niveau des nationalen Durchschnitts (2,0-2,3 – mittelmäßigen Abiturienten) zu prognostizieren?
- Studie 3: Erreichen Studierende mit mittelmäßigen Abiturnoten ein Studienleistungsniveau, das ihre Chancenerweiterung im Wettbewerb um die Studienplätze im Hauptauswahlverfahren ohne Wartezeit rechtfertigt?

## Methoden

### Teilnehmer und Einschlusskriterien

Studienteilnehmer waren Medizinstudierende der Medizinischen Fakultät Heidelberg der Universität Heidelberg, die ihr Studium in den Jahren 2009, 2010, 2011 und 2012 begannen. Eingeschlossen waren:

- Alle Studierenden mit der Abiturnote 1,0.
- Alle Studierenden mit den Abiturnoten 2,0-2,3.

### Ausschlusskriterien

Von der Untersuchung ausgeschlossen wurden Studierende mit ausländischen Schulabgangszeugnissen sowie Studierende, die zum Studium in anderen Quoten als der Abiturbesten-, Wartezeit- und AdH-Quote zugelassen wurden (bevorzugt Zugelassene, Härtefälle, Studierende im Zweitstudium, Zugelassene nach Klageverfahren). Studierende, die nicht am TMS teilgenommen hatten, wurden von Analysen mit Auswertung des TMS-Ergebnisses ausgeschlossen, aber in die Analysen eingeschlossen, in denen Unterschiede zwischen TMS-Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern untersucht wurden.

### Datenrekrutierung und Datenschutz

Die Arbeit wurde im Rahmen der Qualitätssicherung des Studierendenauswahlverfahrens der Medizinischen Fakultät Heidelberg durchgeführt. Alter, Geschlecht, Geburtsdatum, Datum der Immatrikulation bzw. Exmatrikulation, Prüfungsnoten und das Bestehensdatum des ersten Abschnitts der Ärztlichen Prüfung (M1) wurden der Datenbank der Fakultät entnommen. Die Abiturnoten der AdH-Studierenden wurden ihren Bewerbungsunterlagen entnommen. Die Abiturnoten der zentral zugelassenen Studierenden wurden von der Stiftung für Hochschulzulassung (SfH) übermittelt. Die Daten wurden in MS Excel<sup>®</sup> tabellarisch erfasst und durch Löschung der Spalten mit Personen identifizierenden Angaben vor der Analyse anonymisiert. Die Arbeit wurde von der Ethikkommission der Fakultät genehmigt (Aktenzeichen S-440/2009).

### Auswertungsskalen

**Abiturpunktzahl:** Die Abiturpunktzahl, die zum Hochschulzugang berechtigt, umspannt 600 Punkte, 240 (Bestehensgrenze) bis 840 Punkte bzw. 300 (Bestehensgrenze) bis 900 Punkte, je nach Jahr der Hochschulzugangsberechtigung und Bundesland. Für die Analysen wurden die Werte auf der 840-Punkteskala auf die 900-Punkteskala konvertiert.

**Abiturnote:** Die Abiturpunktzahl wurde in die Abiturnote mit der Skala 1,0 – 6,0 (1,0=beste Note, 4,0=Bestehensgrenze) umgerechnet. Die Abiturpunktzahlen der Noten 1,0 und 2,0-2,3 sind in Tabelle 1 angegeben.

**Standardisierter TMS-Testwert:** 0-135 Punkte. Mittelwert=100 Punkte, SD=10 Punkte. Der TMS-Testwert wurde als das TMS-Ergebnis betrachtet und in sieben Kategorien mit jeweils dem folgenden Umfang unterteilt: (1)  $\geq 125$ , (2) 120-124, (3) 117-119, (4) 114-116, (5) 110-113, (6) 106-109, (7)  $\leq 105$ . Für die Randkategorien (1,2,6,7) wurden breitere Spannweiten gewählt, um die Stichproben seltener Fälle zu vergrößern. Seltene Fälle wurden in die Analyse aufgenommen, da sie in Bezug auf die Forschungsfragen besondere Bedeutung haben. Das Fehlen von TMS-Ergebnissen bildete eine achte Kategorie. **Gewichtete kompensatorische Rangformel:** Das lokale (AdH) kompensatorische Auswahlverfahren basierte auf der folgenden Rangformel, in der nur überdurchschnittli-

Tabelle 1: Studiendesign

Forschungsfragen	Stichproben	n (Alter)[♂:♀%]	Prädiktoren (Skalenrange)	Zielvariablen (Skalen)	Statistische Methoden
Studie 1 Verbessert der TMS die Vorhersage der Studienleistung und -kontinuität der besten Schulabgänger?	Alle Studierenden mit der Abiturnote 1,0	Alle: 313, [mit TMS: 204] (19,8±1,06) [44:56]	• Abiturnote (1,0) • Abitur-PZ (823-900) • TMS-Ergebnis (0-135)  • Teilnahme-/nicht Teilnahme am TMS (binäre Skala)	1. Prüfungsergebnisse Vorklinik (Prozent)  2. Studienkontinuität (Dauer der vorklinische Studienzeit: Regelmäßige / Verlängerte / Abbruch)	1. • Multiple Regression • ANOVA nach TMS Klassen  2. • Logistische Regression • ANOVA nach Studienkontinuität
Studie 2 Verbessert der TMS die Vorhersage der Studienleistung und -kontinuität der mittelmäßigen Schulabgänger?	Alle Studierenden mit den Abiturnoten 2,0-2,3	Alle: 150 [mit TMS: 104] (23,5±3,22) [63:37]  TMS > 113: Alter = 21,9 ± 1,40 TMS ≤ 113 & kein TMS: Alter = 26,2 ± 3,42	• Abiturnote (2,0-2,3) • Abitur-PZ (589-660) • TMS-Ergebnis (0-135)  • Teilnahme-/nicht Teilnahme am TMS (binäre Skala)	Wie oben	1. • Multiple Regression • Kruskal-Wallis-Test, Mann-Whitney-U-Test nach TMS Klassen  2. • Logistische Regression • ANOVA nach Studienkontinuität
Studie 3 Ist die Einbeziehung der mittelmäßigen Schulabgänger in den Wettbewerb um die Studienplätze gerechtfertigt auf der Grundlage ihrer TMS-Ergebnisse? (Vergleich zwischen der Studienleistung und -kontinuität der besten und mittelmäßigen Schulabgänger)	Alle Studierenden mit den Abiturnoten 1,0 und 2,0-2,3	Wie oben	Wie oben	Wie oben	1. • Boxplots • Mann-Whitney-U-Test  2. • Logistische Regression $\chi^2$ & z-Tests für Proportionen

(PZ) Punktzahl; (TMS) Test für Medizinische Studiengänge.

che TMS Ergebnisse (>100) berücksichtigt wurden:

$$RP = \frac{AbiPZ}{AbiPZ_{MAX}} \times 51 + \frac{TMS - \overline{TMS}}{TMS_{MAX} - \overline{TMS}} \times 39 + \text{Bonus}$$

(RP=Rangpunkte, AbiPZ=Abiturpunktzahl,  $AbiPZ_{MAX}=840$  oder 900 Punkte je nach verwendeter Skala, TMS=standardisierter TMS-Testwert,  $\overline{TMS}$ =mittlerer standardisierter TMS-Testwert (100),  $TMS_{MAX}=130$ , Bonus=maximal 10 Prozentpunkte für zusätzliche Bonuskriterien. Da nur wenige Studierende die Voraussetzungen für Bonuspunkte erfüllten, wurde der Bonusanteil der Rangformel in der vorliegenden Arbeit vernachlässigt).

**Prüfungsnoten im vorklinischen Studienabschnitt:** Die Prüfungen umfassten die Chemieklausur des ersten Fachsemesters, die Physik- und Humangenetik Klausuren des zweiten Fachsemesters sowie die integrierten Prüfungen (Anatomie, Physiologie und Biochemie) der zweiten, dritten und vierten Fachsemester. Unterschiedliche Benotungsskalen wurden auf die Prozentskala transformiert (100%=jeweils bestmögliche Benotung, 60%=Bestehensgrenze). Der arithmetische Mittelwert der transformierten Prüfungsnoten wurde als durchschnittliche vorklinische Note definiert und als Maß für Studienleistung definiert. Die Analyse der Studienleistung basierte auf dem jeweils ersten Prüfungsversuch der Studierenden. Es wurde angenommen, dass der erste Versuch die tatsächliche Studienleistung besser abbildet als die Wiederholung gescheiterter Prüfungsversuche. Das Bestehen aller Prüfungen ist eine obligatorische Bedingung für die Zulassung zur M1-Prüfung. Der Zeitpunkt der ersten Prüfungsteilnahme vor der M1-Prüfung ist jedoch flexibel. *Die Studienkontinuität* wurde anhand des Zeitpunkts des Bestehens der M1-Prüfung bestimmt. Das Bestehen nach Ende des vierten Studienseesters wurde als Regelstu-

dienzeit, späteres Bestehen als verlängerte Studienzeit und Exmatrikulation vor dem Bestehen der M1-Prüfung als Studienabbruch definiert.

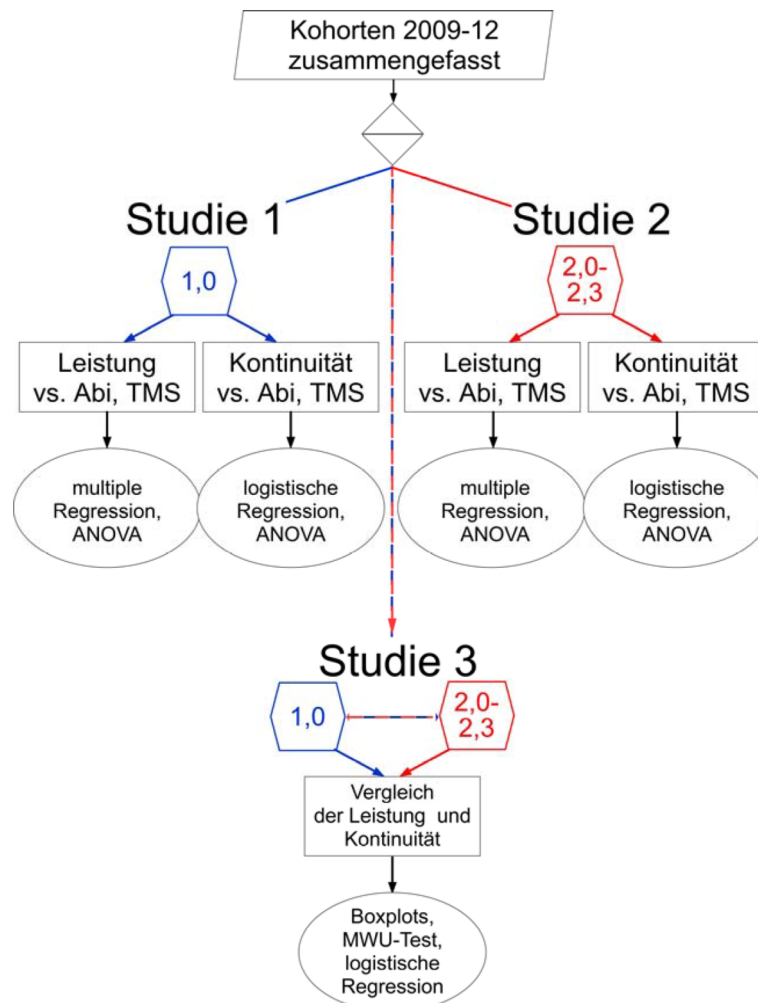
## Zulassungskriterien

Die Zulassungskriterien der unterschiedlichen Zulassungsgruppen waren:

- Zentrale Zulassung
1. *Abiturbestenquote* – Abiturnote (fast ausschließlich Note 1,0).
  2. *Wartezeitquote* – Wartezeit in Semestern nach Schulabschluss. (Bewerber, die die regulären Zulassungskriterien nicht erfüllen, haben durch Art. 12 Abs. 1 der Bundesverfassung das Grundrecht, ihren zu erlernenden Beruf frei zu wählen, müssen jedoch mit einer ggf. erheblichen Wartezeit rechnen.)
  3. *Lokale Zulassung (AdH)* – Abiturnote mit Vorauswahlgrenze bei Abiturnote 589 (Abiturnote 2,3), überdurchschnittliches TMS-Ergebnis (>100) und zusätzliche Bonuskriterien (medizinische Ausbildung bzw. Berufserfahrung, Preise in bildungsbezogenen Wettbewerben auf Bundesebene und Freiwilligendienst von mindestens sechs Monaten). Die Bewerber wurden anhand der oben angegebenen Rangformel nach Rang sortiert.

## Studiendesign

Das Studiendesign ist in Abbildung 1 und Tabelle 1 zusammengefasst. Die Untersuchung umfasste zwei Studiengruppen: Studierende mit der Abiturnote 1,0 (Abiturbeste) und Studierende mit den Abiturnoten 2,0-2,3 (Studierende mit mittelmäßiger Abiturnote). Die Daten



**Abbildung 1: Flussdiagramm des Studiendesigns.** In Studie 1 und 2 werden die Studienleistung und -kontinuität der Studierenden mit den Abiturnoten 1,0 bzw. 2,0-2,3 im vorklinischen Studienabschnitt des Medizinstudiums untersucht. Die Studienleistung und -kontinuität beider Gruppen werden in der dritten Studie miteinander verglichen.

der Studierenden einer jeden Studiengruppe, die sich zwischen 2009 und 2012 immatrikulierten, wurden unabhängig von ihrer Zulassungsquote zusammengefasst. Dazu gehörten Abiturnote, TMS-Ergebnis, vorklinische Prüfungsnoten und Datum des M1-Bestehens. Die Untersuchung wurde in drei konsekutiven Studien durchgeführt. Studie 1 befasste sich mit den Abiturbesten, Studie 2 mit Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote. Beide Studien untersuchten den Zusammenhang zwischen den Prädiktoren Abiturnote und TMS-Ergebnis und der durchschnittlichen vorklinischen Note sowie zwischen den Prädiktoren und der Studienkontinuität. Zusätzlich wurde der Zusammenhang zwischen der Teilnahme vs. Nicht-Teilnahme am TMS und den Zielvariablen durchschnittlicher vorklinischer Note und Studienkontinuität analysiert. In Studie 3 wurden die Zielvariablen beider Studiengruppen in Bezug auf die Prädiktoren verglichen. Die Studiengruppen wurden als Ganzes sowie in Subgruppen nach TMS-Kategorien untersucht.

### Statistische Methoden

Der Vorhersagewert der Abiturnote und des TMS-Testwertes für die Studienleistung wurde anhand einer

multiplen Regressionsanalyse sowie mittels ANOVA nach TMS-Kategorien untersucht. Auf die ANOVA folgten post-hoc Mehrfachvergleiche mit Bonferroni-Korrektur oder mittels eines nicht-parametrischen (Mann-Whitney-U) Tests. Der Vorhersagewert der Abiturnote und des TMS-Testwertes für die Studienkontinuität wurde mittels logistischer Regression untersucht. Das Risiko einer schlechten Studienleistung sowie von Studienverzögerung und -abbruch, das mit der Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme am TMS assoziiert sein könnte, wurde ebenfalls mittels logistischer Regression analysiert. Die mittleren TMS-Ergebnisse der Subgruppen nach Studienkontinuität wurden mittels ANOVAs verglichen. In der dritten Studie wurde die Studienleistung beider Studiengruppen nach TMS-Kategorien verglichen. Der Anteil der Studierenden einer jeden Studiengruppe, die den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit oder mit Verzögerung abschlossen, oder die das Studium vorzeitig abbrachen, wurde mittels  $\chi^2$ -Tests für Proportionen verglichen. Der Anteil der Studierenden, die am TMS teilgenommen hatten (oder nicht) wurde unter Subgruppen nach Kontinuität (Regelzeit, Verlängerung, Abbruch) mittels z-Tests für Proportionen verglichen.

Deskriptive Statistiken, Verteilungsanalysen, multiple lineare und logistische Regressionsanalysen, Korrelationsanalysen nach Pearson, Konfidenzintervallbestimmungen, ANOVA, Kruskal-Wallis-H-Test, Mann-Whitney-U-Test,  $\chi^2$ -Test, z-Test für Proportionen und Boxplots wurden in IBM SPSS® 21 durchgeführt. Holm-Bonferroni-Korrektur für Mehrfachvergleiche wurde mittels einer Excel®-Vorlage von Justin Gaetano [[http://www.researchgate.net/publication/236969037\\_Holm-Bonferroni\\_Sequential\\_Correction\\_An\\_EXCEL\\_Calculator](http://www.researchgate.net/publication/236969037_Holm-Bonferroni_Sequential_Correction_An_EXCEL_Calculator)] durchgeführt. Teilnehmer mit fehlenden Angaben wurden jeweils von der entsprechenden Analyse ausgeschlossen. SPSS-Output wurde zu MS Excel® exportiert. Graphiken wurden in Excel generiert und in Canvas® 10 (ACD Systems) fertiggestellt.

## Ergebnisse

### Studie 1: Abiturbestengruppe (Abiturnote 1,0)

#### Abhängigkeit der Studienleistung von der Abiturbestengruppe und dem TMS-Ergebnis

Die multiple lineare Regressionsanalyse ergab, dass beide Prädiktoren, die Abiturbestengruppe und das TMS-Ergebnis, zur Prognose der mittleren Prüfungsnote der Abiturbesten im vorklinischen Studienabschnitt beitragen. Der prognostische Wert der Abiturbestengruppe ( $\beta=0,238$ ) war jedoch schwächer als der des TMS ( $\beta=0,442$ ; siehe Tabelle 2, Punkt A). Nach Unterteilung der Abiturbesten anhand ihrer TMS-Ergebnisse ragten in Bezug auf die Studienleistung zwei Subgruppen besonders heraus (siehe Tabelle 2, Punkt B und C). Die eine Subgruppe umfasste Studierende mit TMS-Testwerten  $\geq 125$ . TMS-Testwerte  $\geq 125$  sind mindestens 2,5 Standardabweichungen besser als der durchschnittliche Testwert aller TMS-Teilnehmer. Die Studierenden dieser Subgruppe erzielten vorklinische Prüfungsnoten, die signifikant oder nahezu signifikant besser waren als die Prüfungsnoten der Subgruppen mit schlechteren TMS-Ergebnissen. Der anderen Subgruppe gehörten die Studierenden mit TMS-Testwerten  $\leq 105$  an, das heißt mit TMS-Ergebnissen, die um den Mittelwert aller TMS-Teilnehmer lagen. Ihre vorklinischen Prüfungsnoten waren signifikant schlechter als die Prüfungsnoten der meisten sonstigen Subgruppen. Die Studierenden, die nicht am TMS teilgenommen hatten, erreichten im Schnitt ebenfalls relativ niedrige Prüfungsnoten (siehe Tabelle 2, Punkt B). Die durchschnittlichen Prüfungsnoten der übrigen Subgruppen mit TMS-Testwerten zwischen 106 und 124 unterschieden sich nicht signifikant.

#### Abhängigkeit der Studienkontinuität von der Abiturbestengruppe und dem TMS-Ergebnis

Entsprechend der logistischen Regression besteht kein Zusammenhang zwischen dem Risiko der Abiturbesten, die Studienzeit zu verzögern bzw. das Studium vorzeitig abzubrechen, und der Abiturbestengruppe (siehe Tabelle 3,

Punkt A). Im Gegensatz dazu sagen niedrige TMS-Testwerte eine Studienverzögerung signifikant vorher, obwohl lediglich ein Odds Ratio von 0,89 vorliegt (siehe Tabelle 3, Punkt A;  $OR < 1$  bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, das Studium nicht zu verzögern bzw. abzubrechen). Das Odds Ratio war möglicherweise aufgrund des kleinen Anteils der Studierenden schwach, die am TMS teilgenommen hatten und das Studium verzögerten bzw. vorzeitig abbrachen. Die Studierenden, die ihre Studienzeit verlängerten, hatten signifikant schlechtere TMS-Ergebnisse als die Studierenden, die den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit absolvierten (siehe Tabelle 3, Punkt C). Ein deutlich höheres Risiko, das Studium zu verzögern oder abzubrechen, wurde bei Abiturbesten festgestellt, die nicht am TMS teilgenommen hatten, im Vergleich zu denjenigen, die teilgenommen hatten ( $OR$  0,324 und 0,451, siehe Tabelle 3, Punkt B). Die Mehrheit der Abiturbesten (82 von 97), die nicht am TMS teilgenommen hatten, gehörten der zentral zugelassenen Abiturbestenquote an. Dreizehn waren anderweitig zugelassen worden und waren bei Studienbeginn älter.

### Studie 2: Mittelmäßige Abiturienten (Abiturnoten 2,0-2,3)

#### Abhängigkeit der Studienleistung von der Abiturbestengruppe und dem TMS-Ergebnis

Die multiple lineare Regressionsanalyse zeigte keinen Zusammenhang zwischen den durchschnittlichen vorklinischen Noten der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und ihren Abiturbesten auf ( $\beta=0,047$ , nicht signifikant (ns)). Dagegen scheinen ihre TMS-Ergebnisse ihre vorklinischen Studienleistungen ähnlich wie bei den Abiturbesten vorherzusagen ( $\beta=0,446$ ; siehe Tabelle 4, Punkt A). Die Spannweite der Abiturbestengruppen beider Studiengruppen war ähnlich (siehe Tabelle 1), wohingegen die Spannweite der TMS-Testwerte der meisten Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote stärker eingeschränkt war – 74% lagen innerhalb von 8 Testwertpunkten (117-124, siehe Tabelle 4, Punkt B). Es ist daher anzunehmen, dass die Regression der Daten dieser Studiengruppe anfälliger gegenüber Ausreißern war. Die Unterteilung der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote nach TMS-Kategorien zeigte als allgemeine Tendenz einen absteigenden Gradienten der Studienleistungen mit absteigenden TMS-Testwerten auf (siehe Tabelle 4, Punkt B). Abgesehen von den unten beschriebenen Ausnahmen waren die Unterschiede zwischen den durchschnittlichen Prüfungsnoten der unterschiedlichen Subgruppen möglicherweise aufgrund der kleinen Stichprobengrößen nicht signifikant (siehe Tabelle 4, Punkt C).

Die durchschnittlichen vorklinischen Prüfungsnoten der Subgruppen mit Testwerten  $\leq 105$  bzw. ohne TMS-Ergebnis lagen nahe der Bestehensgrenze von 60%. Zudem waren sie signifikant schlechter als die Prüfungsnoten der Subgruppen mit besseren TMS-Ergebnissen (siehe Tabelle 4, Punkt B und C). Indes ist es schwieriger, diese

**Tabelle 2: Das Verhältnis zwischen der Studienleistung, der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis bei Studierenden mit der Abiturnote 1,0**

**A. Multiple Regression: Mittlere vorklinische Prüfungsnote vs. Abiturnote und TMS-Ergebnis**

Kriterium	n	Modell r <sup>2</sup> [korr.]	ANOVA F	ANOVA p	Prädiktor	B	95% KI	p	β	r <sup>2</sup>	r
MW Vorklinik	195	0,236	30,9	<5×10 <sup>-7*</sup>	<b>HZB</b>	0,091	0,044–0,139	2×10 <sup>-4</sup>	<b>0,238</b>	0,049	0,220
					<b>TMS</b>	0,513	0,369–0,656	3×10 <sup>-11</sup>	<b>0,442</b>	0,187	0,433

**B. Mittlere vorklinische Prüfungsnote nach TMS-Kategorien**

TMS-Klassen	1	2	3	4	5	6	7	8
TMS-TW <sup>a</sup>	≥125	120-124	117-119	114-116	111-113	106-110	≤105	no TMS
n	13	38	21	45	35	33	10	87
<b>Mittelwert</b>	<b>88,2</b>	<b>82,6</b>	<b>81,7</b>	<b>81,5</b>	<b>77,6</b>	<b>80,9</b>	<b>70,0</b>	<b>76,8</b>
SD	5,30	6,77	4,04	5,68	9,13	8,27	9,15	12,80
95% KI	85,3–91,1	80,4–84,8	78,0–83,4	79,8–83,2	74,6–80,6	78,1–83,7	64,3–75,7	74,0–79,5

**C. Einfache ANOVA & post-hoc-Tests (Bonferroni): Mittlere vorklinische Prüfungsnote nach TMS-Kategorien**

Statistik	Wert	TMS- Kategorien <sup>b</sup>	5	6	7	8
df between	7	1	0,013	ns	1×10 <sup>-4</sup>	0,001
df within	274	2	ns	ns	0,005	0,038
df total	281	3	ns	ns	0,032	ns
F	5,6	4	ns	ns	0,013	ns
p	4×10 <sup>-6</sup>	5	ns	ns	ns	ns
		6	ns	ns	0,035	ns

(MW) Mittelwert; (r<sup>2</sup> [korr.]) korrigiertes Pearson r<sup>2</sup>; (B) Regressionskoeffizient; (95% KI) 95% Konfidenzintervall von B; (p) Signifikanz von B in Tabelle A sowie der ANOVA in Tabelle C; (β) standardisierter Regressionskoeffizient; (HZB) Hochschulzugangsberechtigung=Abiturnote/-punktzahl; (TMS-TW) standardisierter TMS-Testwert (=TMS-Ergebnis); (SD) Standardabweichung des Mittelwertes; (df) Freiheitsgrade; (F) F-Statistik; (ns) nicht signifikant. \*SPSS-Angabe: p=0,000000. <sup>a</sup>Die Intervalle der TMS-Testwerte wurden für die Rand-TMS-Kategorien ausgedehnt. <sup>b</sup>Die Prüfungsnoten der TMS-Kategorien 1-4 unterschieden sich nicht signifikant.

**Tabelle 3: Das Verhältnis zwischen der Studienkontinuität, der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis bei Studierenden mit der Abiturnote 1,0**

**A. Logistische Regression: Studienkontinuität vs. Abiturnote und TMS-Ergebnis**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 183	<b>HZB</b>	0,015	0,014	1,203	0,273	1,015	0,988–1,043
	nein 21	<b>TMS</b>	-0,086	0,033	6,764	<b>0,009</b>	<b>0,918</b>	<b>0,860–0,979</b>
Verlängerung	nein 183	<b>HZB</b>	0,009	0,018	0,255	0,614	1,009	0,974–1,045
	ja 12	<b>TMS</b>	-0,116	0,041	8,136	<b>0,004</b>	<b>0,890</b>	<b>0,822–0,964</b>
Abbruch	nein 195	<b>HZB</b>	0,020	0,019	1,080	0,299	1,020	0,982–1,060
	ja 9	<b>TMS</b>	-0,023	0,046	0,244	<b>0,621</b>	<b>0,978</b>	0,893–1,070

**B. Logistische Regression: Studienkontinuität vs. Abiturnote und Teilnahme/nicht-Teilnahme am TMS**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 260	<b>HZB</b>	0,013	0,011	1,502	0,220	1,013	0,992–1,035
	nein 53	<b>TMS</b>	-0,966	0,332	8,460	0,004	<b>0,380</b>	0,198–0,730
Verlängerung	nein 260	<b>HZB</b>	0,017	0,013	1,703	0,192	1,018	0,991–1,044
	ja 32	<b>TMS</b>	-0,796	0,409	3,788	0,052	<b>0,451</b>	0,203–1,006
Abbruch	nein 292	<b>HZB</b>	0,004	0,015	0,056	0,813	1,004	0,974–1,035
	ja 21	<b>TMS</b>	-1,128	0,503	5,033	0,025	<b>0,324</b>	0,121–0,867

**C. TMS-Ergebnis nach Studienkontinuität**

	Studienkontinuität		
	Regelzeit	Verlängerung	Abbruch
n	183	12	9
<b>Mittelwert</b>	<b>115,3</b>	<b>108,6</b>	<b>113,6</b>
SD	6,40	9,96	6,29
95% KG	0,93	5,63	4,11
95% KI	114,3–116,2	102,3–114,9	108,7–118,4

**ANOVA**

Statistik	Wert
df between	2
df within	201
df total	203
F	5,875
p	0,0033
Post-hoc (V vs. R)	p≤0,0026

Statistische Tests: **A.** Vorhersage des mit der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis verbundenen Risikos einer nicht regulären Studienkontinuität, einer Studienverlängerung oder eines Studienabbruchs bei Studierenden, die am TMS teilnahmen. **B.** Das mit der Abiturnote und der Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme am TMS verbundene Risiko einer nicht regulären Studienkontinuität, einer Studienverlängerung oder eines Studienabbruchs bei Studierenden mit deutschem Abitur. **C.** Vergleich der TMS-Ergebnisse der Subgruppen der Studierenden nach Studienkontinuität. Abkürzungen: (HZB) Hochschulzugangsberechtigung=Abiturnote/-punktzahl; (SER) Standardfehler von B; (Wald) Wald-Statistik; (OR) odds ratio; OR-Werte, die mit signifikanten B-Werten assoziiert sind, sind fett gedruckt; (95% KG) 95% Konfidenzgrenze; (V vs. R) Verlängerung vs. Regelstudienzeit (Mann-Whitney-U-Test). Sonstige Abkürzungen wie in Tabelle 2.

Beobachtung durch den Gradienten der TMS-Testwerte zu erklären als in der Abiturbestenquote, da die Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten <113 bzw. ohne TMS-Teilnahme der Wartezeitquote angehörten und bei Immatrikulation einige Jahre älter waren als die sonstigen Studierenden (siehe Tabelle 1).

**Abhängigkeit der Studienkontinuität von der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis**

Der statistische Zusammenhang zwischen der Studienkontinuität der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und ihren Abiturnoten bzw. TMS-Ergebnissen ähnelte dem, der bei den Abiturbesten beobachtet wurde.

**Tabelle 4: Das Verhältnis zwischen der Studienleistung, der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis bei Studierenden mit den Abiturnoten 2,0-2,3**

**A. Multiple Regression: Mittlere vorklinische Prüfungsnote vs. Abiturnote und TMS-Ergebnis**

Kriterium	n	Modell r <sup>2</sup> [korr.]	ANOVA A F	ANOVA p	Predictor	B	95% CI	p	β	r	Partial r
MW Vorklinik	94	0,183	11,4	<5×10 <sup>-7*</sup>	HZB	0,022	-0,065–0,109	0,620	<b>0,047</b>	0,047	0,052
					TMS	0,655	0,382–0,929	7×10 <sup>-6</sup>	<b>0,446</b>	0,446	0,446

**B. Mittlere vorklinische Prüfungsnote nach TMS-Kategorien**

TMS-Klassen	1	2	3	4	5	6	7	8
TMS-TW <sup>Δ</sup>	≥125	120-124	117-119	114-116	111-113	106-110	≤105	no TMS
n	7	35	35	6	4	1	6	35
Mittelwert	<b>80,3</b>	<b>74,3</b>	<b>71,4</b>	<b>72,9</b>	<b>77,0</b>	<b>61,6</b>	<b>59,4</b>	<b>62,7</b>
SD	8,86	8,68	7,96	8,09	6,63		9,35	10,73
95% KI	73,7–86,8	80,4–84,8	80,0-83,4	79,8–83,2	74,6–80,6		64,3–75,7	45,2-85,5

**C. Kruskal-Wallis-Test und paarweise Vergleiche anhand des Mann-Whitney-U-Tests: Mittlere vorklinische Prüfungsnote nach TMS-Kategorien**

K-W-Test	Statistik	Wert	n	df	χ <sup>2</sup>	Asymptotische p	TMS-Kategorien <sup>Δ</sup>				
							5	6	7	8	
			128	6	35,0	4×10 <sup>-6</sup>	1	ns	—	0,001	2×10 <sup>-4</sup>
							2	ns	—	0,007	3×10 <sup>-5</sup>
							3	ns	—	[0,068]	0,002
							4	ns	—	ns	ns
							5	ns	—	0,067	0,071
							6	—	—	—	—

Abkürzungen wie in Tabelle 2. \*SPSS-Ausgabe: p=0,000000. <sup>Δ</sup> Für die Rand-TMS-Kategorien wurden breitere Spannweiten der TMS-Testwerte gewählt. <sup>Δ</sup>Die Prüfungsnoten der TMS-Kategorien 1-4 unterschieden sich nicht signifikant. TMS-Kategorie 6 (n=1) wurde von diesem Test ausgenommen.

**Tabelle 5: Das Verhältnis zwischen der Studienkontinuität, der Abiturnote und dem TMS-Ergebnis bei Studierenden mit der Abiturnoten 2,0-2,3**

**A. Logistische Regression: Studienkontinuität vs. Abiturnote und TMS-Ergebnis**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 85	HZB	-0,006	0,013	0,220	0,639	0,994	0,968–1,02
	nein 19	TMS	-0,094	0,037	6,546	<b>0,011</b>	<b>0,910</b>	<b>0,847–0,978</b>
Verlängerung	nein 85	HZB	-0,012	0,019	0,415	0,519	0,988	0,952–1,025
	ja 10	TMS	-0,159	0,049	10,631	<b>0,001</b>	<b>0,853</b>	<b>0,775–0,939</b>
Abbruch	nein 95	HZB	0,002	0,017	0,009	0,924	1,002	0,968–1,037
	ja 9	TMS	0,018	0,059	0,090	<b>0,764</b>	<b>1,018</b>	<b>0,907–1,141</b>

**B. Logistische Regression: Studienkontinuität vs. Abiturnote und Teil-/nicht-Teilnahme am TMS**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 109	HZB	0,004	0,009	0,186	0,667	1,004	0,986–1,022
	nein 41	TMS	-1,468	0,392	14,037	0,000	<b>0,230</b>	0,107–0,497
Verlängerung	nein 109	HZB	0,002	0,011	0,054	0,817	1,002	0,982–1,024
	ja 26	TMS	-1,792	0,467	14,734	0,000	<b>0,167</b>	0,067–0,416
Abbruch	nein 135	HZB	0,007	0,013	0,290	0,590	1,007	0,982–1,033
	ja 15	TMS	-0,495	0,561	0,778	0,378	<b>0,610</b>	0,203–1,830

**C. TMS-Ergebnis nach Studienkontinuität**

	Studienkontinuität		
	Regelzeit	Verlängerung	Abbruch
n	85	11	8
Mittelwert	<b>119,6</b>	<b>109,8</b>	<b>122,0</b>
SD	4,52	11,81	5,07
95% KG	0,96	6,98	3,51
95% KI	118,6–120,5	101,9–117,8	117,8–126,2

**ANOVA**

Statistik	Wert
df between	2
df within	101
df total	103
F	15,601
p	1×10 <sup>-6</sup>
Post-hoc (V vs. R, D)	1×10 <sup>-6</sup>

Statistische Tests und Abkürzungen sind wie in Tabelle 3. (V vs. R, D) Verlängerung vs. Regelzeit und vs. Abbruch (Mann-Whitney-U-Test).

Gemäß der logistischen Regression hing die Studienabbruchrate nicht mit der Abiturnote zusammen, sehr wohl dagegen mit niedrigen TMS-Testwerten mit einem

Odds Ratio von 0,85 (siehe Tabelle 5, Punkt A). Ferner waren die TMS-Ergebnisse der Studierenden mit mittel-mäßiger Abiturnote, die das Studium verzögerten, deutlich

schlechter als die TMS-Ergebnisse derjenigen, die den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit absolvierten (siehe Tabelle 5, Punkt C). Ähnlich wie bei den Abiturbesten hing das Studienverzögerungs- bzw. abbruchsrisiko am stärksten mit der fehlenden TMS-Teilnahme zusammen (siehe Tabelle 5, Punkt B). Allerdings dürfen diese Ergebnisse, wie bereits erwähnt, aufgrund des Altersunterschieds zwischen den Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten  $<113$  bzw. ohne TMS-Teilnahme und denjenigen mit besseren TMS-Ergebnissen nur unter Vorbehalt interpretiert werden.

### Studie 3: Mittelmäßige Abiturienten vs. Abiturbesten

#### Studienleistung nach TMS-Kategorien

Im Allgemeinen erbrachten die Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote schlechtere Studienleistungen als die Abiturbesten, die am TMS teilgenommen hatten (siehe Abbildung 2, Punkt A). Die Unterschiede waren jedoch nur teilweise signifikant (siehe Abbildung 2, Punkt B), möglicherweise aufgrund der kleinen Stichprobengrößen der meisten Subgruppen der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote. In beiden Studiengruppen erzielten Studierende mit besonders guten TMS-Ergebnissen ( $\geq 125$ ) bessere Studienleistungen als die übrigen Teilnehmer ihrer jeweiligen Abiturnotengruppe. Die Studienleistungen der Studierenden mit mittelmäßigen TMS-Ergebnissen ( $\leq 105$ ) waren schlechter als die der sonstigen Teilnehmer ihrer jeweiligen Gruppe (siehe Abbildung 2, Punkt A und B). Abiturbeste mit TMS-Testwerten zwischen 106 und 124 erreichten im Schnitt homogene Studienleistungen auf einem Notenniveau um 82% (siehe Abbildung 2, Punkt A). Die Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten  $\geq 125$  erreichten ein vergleichbares Leistungsniveau. Ihre vorklinischen Prüfungsnoten unterschieden sich nicht signifikant von denen der Abiturbesten, einschließlich der Abiturbesten mit TMS-Testwerten  $\geq 125$ . Aufgrund der kleinen Stichprobengröße der Subgruppe mit TMS-Testwerten  $\geq 125$  ist es jedoch möglich, dass wahre Unterschiede durch Typ-II Fehler maskiert wurden. Die Studienleistungen der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten zwischen 117 und 124 waren im Schnitt signifikant schlechter als die der meisten Abiturbesten, die am TMS teilgenommen hatten (siehe Abbildung 2, Punkt A und B). Sie waren jedoch auffallend besser als das minimal erforderliche Niveau von 60% (Bestehensgrenze). Die Stichprobengrößen der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten unter 117 waren zu klein, um klare Schlussfolgerungen über diese Subgruppe ziehen zu können.

Die Leistung der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote in den vorklinischen Prüfungen wurde auch mit den Leistungen der Abiturbesten verglichen, die nicht am TMS teilgenommen hatten. Die Unterschiede waren nicht signifikant. Dieses Resultat erlangt besondere Bedeutung im Hinblick auf die Studierenden mit mittelmäßiger Ab-

iturnote und einem TMS-Testwerten  $\geq 117$  (siehe Abbildung 2, Punkt A und B). Bemerkenswert ist zudem, dass die Leistungen der 27 Abiturbesten ohne TMS-Teilnahme (31%) in den vorklinischen Prüfungen schwächer waren als die Leistungen der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten  $>105$ . Überdies waren die Leistungen von 18 der Abiturbesten ohne TMS-Teilnahme (20%) in diesen Prüfungen schwächer als die Leistungen des 25ten Perzentils der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten  $>105$  (siehe Abbildung 2, Punkt A). Die Studienleistungen von 24% der Abiturbesten mit TMS-Testwerten  $\leq 116$  waren schwächer als die mittlere Studienleistung der Abiturienten mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Testwerten  $>105$ ; die Studienleistungen von 9% dieser Abiturbesten waren schwächer als das 25 Perzentil der mittelmäßigen Abiturienten mit TMS-Testwerten  $>105$  (siehe Abbildung 2, Punkt A).

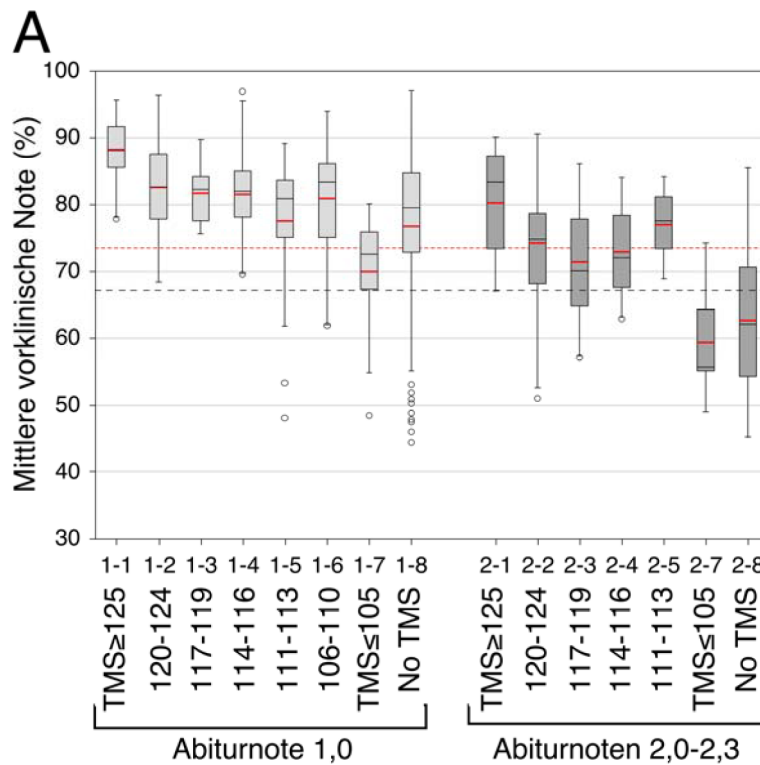
#### Studienkontinuität

Ähnliche Anteile beider Studiengruppen, der Abiturbesten und der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote, schlossen den vorklinischen Studienabschnitt erfolgreich ab. Allerdings absolvierten etwa 10% mehr Abiturbeste (83,1%) als Studierende mit mittelmäßiger Abiturnote (72,7%) den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit (siehe Abbildung 3, Punkt A). Die Mehrheit der Studierenden beider Gruppen, die das M1 zeitgerecht ablegten, hatte am TMS teilgenommen. Im Gegensatz dazu hatten 40-60% der Studierenden, die ihre Studienzeit verlängerten oder das Studium abbrachen, nicht am TMS teilgenommen (siehe Abbildung 3, Punkt B).

Für die weitere Analyse wurden beide Studiengruppen zusammengefasst. Die Spannweite der Abiturnotenzahlen in der zusammengefassten Gruppe war breiter als in jeder der beiden Studiengruppen. Dennoch ergab die logistische Regression, dass auch in der zusammengefassten Gruppe die Abiturnotenzahl allenfalls eine marginale Auswirkung auf die Studienverzögerungsrate und -abbruchsrate hatte (siehe Tabelle 6). Der TMS-Testwert (siehe Tabelle 6, Punkt A) und die Nicht-Teilnahme am TMS (siehe Tabelle 6, Punkt B) stellten ein ähnliches Risikopotenzial für Studienverzögerung und -abbruch dar wie bei den getrennten Analysen in jeder der zwei Studiengruppen (vergleiche mit Tabelle 3 und Tabelle 5).

## Diskussion

Die vorliegende Arbeit fokussiert auf die Frage, ob Studierende mit mittelmäßigen Schulabschlussnoten das Medizinstudium mit gutem Erfolg bewältigen können, und ob umgekehrt Studierende mit exzellenten Abiturnoten im Medizinstudium auch scheitern. Es wäre sicher wünschenswert, die Studienbewerber, die diese "Ränder der Wahrscheinlichkeitsverteilung" belegen, bereits durch das Studierendenauswahlverfahren zu identifizieren. Es ist weiterhin zu erwarten, dass Studierende mit unter-



**B** Kruskal-Wallis H-Test:  $p \leq 7,6 \times 10^{-20}$

Subgruppen nach Abiturnoten und TMS-Ergebnis		1-1	1-2	1-3	1-4	1-5	1-6	1-7	1-8	2-1	2-2	2-3	2-4	2-5	2-7
n															
1-1	13														
1-2	38	ns													
1-3	21	ns	ns												
1-4	45	ns	ns	ns											
1-5	35	*	ns	ns	ns										
1-6	33	ns	ns	ns	ns	ns									
1-7	10	*	*	*	*	ns	ns								
1-8	87	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns							
2-1	7	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns						
2-2	35	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns					
2-3	35	*	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns				
2-4	6	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns			
2-5	4	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns		
2-7	6	*	*	*	*	ns	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	
2-8	35	*	*	*	*	*	ns	*	*	ns	*	*	ns	ns	ns

**Abbildung 2: Studienleistung nach Abiturnoten und TMS-Ergebnis. A. Boxplots nach TMS-Kategorien.** Die Subgruppen wurden mit einer Gruppennummer (1 oder 2) und einer Subgruppennummer (1 bis 8) gekennzeichnet. Die Durchschnittswerte wurden als rote Striche hinzugefügt. Rote und schwarze gestrichelte Linie: Jeweils Mittelwert und 25tes Perzentil der Studienleistung der mittelmäßigen Abiturienten mit TMS>105. **B. Kruskal-Wallis-H-Test** mit paarweisen post-hoc Vergleichen mittels Mann-Whitney-U-Test mit globalem  $\alpha=0,05$  und Holm-Bonferroni-Korrektur für multiple Vergleiche. \*Signifikant bei  $\alpha=0,05$ ; (n) Fallzahl; (ns) nicht signifikant; (blaue Schrift/Werte) signifikant vor der Holm-Bonferroni-Korrektur.

schiedlichen Schulhistorien zur Diversität von Studierendkohorten' wesentlich beitragen würden [41]. Um dies zu erreichen, muss ein Auswahlinstrument eingesetzt werden, das die potenziell schwachen Bewerber in der Abiturbestengruppe sowie die potenziell erfolgreichen Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote ermitteln kann. Das Potential des TMS, diese Funktion zu erfüllen, wurde in der vorliegenden Arbeit untersucht.

### Prognostischer Wert der Abiturnote und des TMS-Ergebnisses der Abiturbesten und der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote für Studienleistung und Kontinuität (Studien 1 & 2)

**Studienleistung:** Die Studienleistungen der Abiturbesten wiesen eine schwache, die der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote gar keine Beziehung zu ihren jeweili-



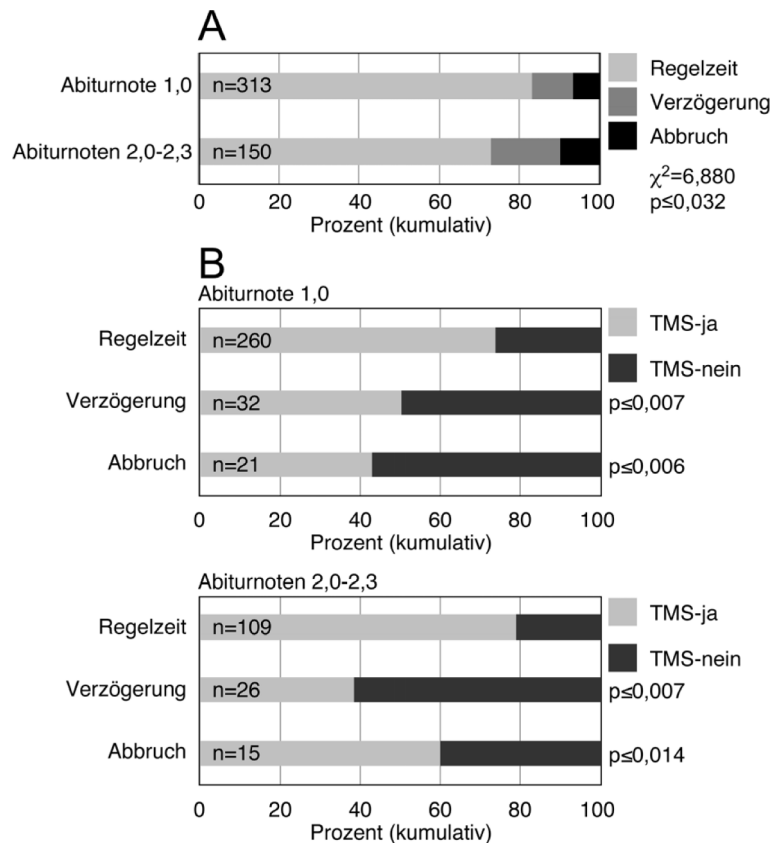


Abbildung 3: Studienkontinuität der Abiturbesten und der mittelmäßigen Abiturienten. A. Proportionale Verteilung der Studierenden beider Studiengruppen, die den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit oder verzögert erfolgreich abschlossen oder das Studium abbrechen. Die Verteilungen in den zwei Studiengruppen wurden mittels  $\chi^2$ -Tests verglichen. B. Proportionale Verteilung der Studierenden, die am TMS teilgenommen (TMS-ja) oder nicht teilgenommen hatten (TMS-nein) unter den Studierenden, die den vorklinischen Studienabschnitt in der Regelzeit oder verzögert erfolgreich abschlossen bzw. das Studium abbrechen. (p) Der proportionale Anteil der Studierenden, die am TMS nicht teilgenommen hatten, unter den Studienverzögerern bzw. -abbrechenden wurde mit dem entsprechenden Anteil der Studierenden, die die Vorklinik in der Regelzeit absolvierten, mittels z-Test für Proportionen verglichen.

Tabelle 6: Logistische Regressionsanalyse des Verhältnisses zwischen Studienkontinuität und der Abiturnote sowie dem TMS-Ergebnis in der zusammengefassten Stichprobe der Abiturbesten und der mittelmäßigen Abiturienten.

**A. Studienkontinuität vs. Abiturnote und TMS-Ergebnis**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 269	HZB	-0,004	0,002	7,131	0,008	<b>0,996</b>	0,992–0,999
	nein 40	TMS	-0,091	0,024	13,723	$2 \times 10^{-4}$	<b>0,913</b>	0,870–0,958
Verlängerung	nein 269	HZB	-0,005	0,002	5,252	0,022	<b>0,995</b>	0,990–0,999
	ja 22	TMS	-0,138	0,031	19,582	$1 \times 10^{-5}$	<b>0,872</b>	0,820–0,926
Abbruch	nein 291	HZB	-0,003	0,002	1,614	0,204	0,997	0,993–1,002
	ja 18	TMS	-0,005	0,036	0,016	0,899	0,995	0,927–1,069

**B. Studienkontinuität vs. Abiturnote und Teil-/nicht-Teilnahme am TMS**

Kriterium	n	Prädiktor	B	SER	Wald	p (B)	OR	95% KI [OR]
Regelzeit	ja 369	HZB	-0,003	0,001	6,297	0,012	<b>0,997</b>	0,995–0,999
	nein 94	TMS	-1,280	0,243	27,807	$1 \times 10^{-7}$	<b>0,278</b>	0,173–0,447
Verlängerung	nein 369	HZB	-0,003	0,001	4,905	0,027	<b>0,997</b>	0,995–1,000
	ja 58	TMS	-1,354	0,294	21,275	$4 \times 10^{-6}$	<b>0,258</b>	0,145–0,459
Abbruch	nein 427	HZB	-0,002	0,002	1,263	0,261	<b>0,998</b>	0,995–1,001
	ja 36	TMS	-0,915	0,351	6,796	0,009	<b>0,400</b>	0,201–0,797

Statistische Tests und Abkürzungen sind wie in Tabellen 3A, 3B und 5A, 5B.

gen Abiturnoten auf. Auch zwischen dem Schwund – der Studienverlängerung und dem abbruch – und der Abiturnote wurde kein Zusammenhang gefunden. Die Spannweite der Abiturnoten war in beiden Studiengruppen ähnlich, etwas mehr als 70 Punkte. Diese Spannweite umfasst lediglich einen kleinen Ab-

schnitt der gesamten Punkteskala der Abiturergebnisse. Daher muss die Möglichkeit in Betracht gezogen werden, dass das Fehlen einer Beziehung zwischen den Zielvariablen und der Abiturnote auf die untersuchten Studiengruppen beschränkt ist und gegenwärtig noch nicht generalisiert werden kann.

Der TMS hingegen prognostizierte die Studienleistungen beider Studiengruppen mit  $\beta$ -Werten über 0,4. Bei näherer Betrachtung waren die Studienleistungen der Studierenden, deren TMS-Ergebnisse zwischen einer und 2,5 Standardabweichungen über dem mittleren Testwert aller TMS-Teilnehmer lagen, relativ gleichmäßig. Die Abiturbesten mit TMS-Ergebnissen in diesem Bereich erreichten im Schnitt bessere Prüfungsnoten als die entsprechenden Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote. Nichtsdestotrotz lagen die Prüfungsnoten dieser Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote im Schnitt deutlich über der vorgeschriebenen Bestehensgrenze von 60%.

Ausnahmen vom allgemeinen Trend fanden sich in den Subgruppen, deren TMS-Ergebnisse entweder mehr als 2,5 Standardabweichungen über dem Mittelwert aller TMS-Teilnehmer lagen oder aber nur durchschnittlich waren. Die Subgruppe mit TMS-Ergebnissen  $\geq 2,5$  SD über dem Mittelwert erzielte in jeder Studiengruppe bessere Prüfungsnoten als die übrigen Subgruppen. Am deutlichsten war dieser Effekt in der Studiengruppe mit mittelmäßiger Abiturnote, obwohl er aufgrund der kleinen Teilnehmerzahl dieser Subgruppe statistisch nicht signifikant war. Die Subgruppen mit TMS-Testwerten um 100, dem Mittelwert aller TMS-Teilnehmer, erreichten im vorklinischen Studienabschnitt deutlich schlechtere Prüfungsergebnisse als ihre Kommilitonen mit besseren TMS-Ergebnissen. Diese Beobachtung ist für die Abiturbestengruppe besonders aussagekräftig, da deren Subgruppen sich bezüglich des Alters nicht unterschieden. In der Gruppe der Studierenden mit mittelmäßigen Abiturnoten ist das Alter eine latente Variable, die bei der Interpretation der Ergebnisse beachtet werden muss.

**Studienkontinuität:** In beiden Studiengruppen erwies sich der TMS auch als Prädiktor für die Studienverzögerung. Dieser Befund war zu erwarten, da Studienverzögerung im vorklinischen Studienabschnitt häufig mit Lernschwierigkeiten zusammenhängt [2]. Interessanterweise stellte sich heraus, dass die binäre Variable, "am TMS teilgenommen/nicht teilgenommen", in beiden Studiengruppen der stärkste Prädiktor für eine Studienverzögerung und einen Studienabbruch war. Demzufolge sollte zukünftig untersucht werden, ob die Teilnahme am TMS Motivation und Identifikation mit dem gewählten Studienfach abbildet bzw. ob der Verzicht auf die Teilnahme am TMS verminderte Motivation und Ausdauer widerspiegelt.

### Mittelmäßige Abiturienten vs. Abiturbeste (Studie 3)

Der Vergleich der zwei Studiengruppen deckte drei relevante Phänomene auf:

1. Die Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote mit besonders guten TMS-Ergebnissen erzielten im Studium Ergebnisse, die durchschnittlich so gut waren wie die der Abiturbesten mit sehr guten TMS-Ergebnissen.
2. Die Studienleistungen eines Teils der Abiturbesten, die nicht am TMS teilgenommen bzw. TMS-Testwerte  $< 117$  erzielt hatten, waren schlechter als die Studien-

leistungen vieler Studierender mit mittelmäßiger Abiturnote.

3. Sogar nach Zusammenfassung beider Studiengruppen konnte der Schwund – die Studienverzögerung und den Studienabbruch – nicht durch die Abiturnote, sehr wohl dagegen durch den TMS-Testwert vorhergesagt werden. Das prognostische Risiko der Studienverzögerung und des Studienabbruchs hing am stärksten mit dem Verzicht auf die TMS-Teilnahme zusammen.

Die Untersuchungsergebnisse legen nahe, dass die Zulassung von Bewerbern mit mittelmäßiger Abiturnote mit besonders guten TMS-Ergebnissen zum Medizinstudium vollkommen gerechtfertigt ist. Es ist sogar fraglich, ob der a priori Ausschluss solcher Bewerber vom primären Wettbewerb um die Studienplätze durch Fakultäten, die kein kompensatorisches Auswahlverfahren anwenden, angemessen ist. Die vorliegenden Befunde lassen ferner erkennen, dass die Zulassung von Bewerbern mit mittelmäßiger Abiturnote und TMS-Ergebnissen, die eine Standardabweichung oder mehr über dem Mittelwert aller TMS-Teilnehmer liegen, leichter zu vertreten ist als die Zulassung von Abiturbesten mit mittelmäßigen TMS-Ergebnissen. Unsere Erfahrung ist, dass fähige Studierende mit mittelmäßiger Abiturnote die Diversität der Studierendenschaft bereichern [41] und sie im klinischen Studienabschnitt mit den Abiturbesten leistungsmäßig gleichziehen können [2].

Zusammengefasst bekräftigen die vorliegenden Befunde die Notwendigkeit eines öffentlichen Diskurses über die gesetzlich vorgeschriebene "maßgebliche" Gewichtung der Abiturnote in der Zulassungsentscheidung zum Medizinstudium in Deutschland.

### Der Vorteil von freiwilligen Auswahltests

Die Möglichkeit, dass der TMS auch Motivation, Identifikation mit dem Studienfach und Ausdauer vermögen abbildet, bedarf noch einer empirischen Verifizierung. Die vorliegenden Beobachtungen stützen diese Möglichkeit und suggerieren darüber hinaus, dass eine Teilnahme am TMS und möglicherweise auch anderen Auswahlinstrumenten auf freiwilliger Basis als Indikator von Studienkontinuität bzw. Studienverlängerung oder -abbruch dienen kann.

### Berücksichtigung des TMS im AdH anderer deutschen Universitäten

Die Mehrheit der medizinischen Fakultäten Deutschlands, die den TMS in ihrem hochschuleigenen Auswahlverfahren berücksichtigen, wenden das TMS-Ergebnis auf additiver und nicht kompensatorischer Rangberechnung an. Sie ordnen entweder dem TMS-Notenäquivalent 1,0 oder einem TMS-Prozentrangwert  $\geq 90$  einen einheitlichen Bonus zu. Bei der Verwendung des TMS-Notenäquivalent von 1,0 ist zu beachten, dass es in unterschiedlichen Jahren alle TMS-Testwerte über 116 oder über 117 umfasst. Die Prozentrangwerte  $\geq 90$  umfassen alle TMS-

Testwerte über etwa 112. Folglich hat der Erfolg im TMS in diesen Auswahlverfahren einen relativ kleinen Einfluss auf die Auswahlentscheidung und exzeptionell hohe TMS-Testwerte bringen keinen Vorteil. Bewerber mit Abiturnoten über circa 1,8 sind unter diesen Umständen vom Wettbewerb um die Studienplätze ausgeschlossen [42].

## Demographische Betrachtungen

Entsprechend der Datenschutzbestimmungen wurden mit Ausnahme von Alter und Geschlecht keine demographischen Daten der Studierenden in der Datenbank der Fakultät dokumentiert, da demographische Daten nicht auswahlrelevant sind. Die Altersverteilung der Studierenden der unterschiedlichen Zulassungsquoten wurde bereits veröffentlicht [2]. Bis dato haben wir an unserer Fakultät keine Leistungsunterschiede zwischen den Geschlechtern oder unterschiedliche Studienkontinuität von Männern und Frauen festgestellt [2]. Kursevaluationen von Männern und Frauen unterschieden sich nur geringfügig [43]. Aus diesen Gründen und mit dem Ziel, weitere Fragmentierung der Stichproben zu vermeiden, wurde in der vorliegenden Studie keine getrennte Analyse nach Geschlechtern durchgeführt.

## Methodische Einschränkungen

Die Interpretation der Ergebnisse ist durch mehrere, unten beschriebene Konfounder eingeschränkt. Die Generalisierbarkeit der Befunde ist insbesondere durch den kleinen Umfang der Randgruppen limitiert, die den Mittelpunkt des Interesses darstellen, der Abiturbesten mit mittelmäßigen TMS-Ergebnissen und der Studierenden mit mittelmäßiger Abiturnote aber besonders guten TMS-Ergebnissen. Die Zusammenhänge zwischen der Abiturnote und dem Alter sowie zwischen der Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme am TMS und dem Alter schränken die Interpretation der Ergebnisse zusätzlich ein. Die große Anzahl der zur Wahl stehenden Prüfungstermine im vor-klinischen Studienabschnitt ließ die Quellen der Variation in einer verschachtelten Varianzanalyse nicht sinnvoll einschätzen. Die Ergebnisse sollten deshalb als Beobachtungen betrachtet werden, die insbesondere hinsichtlich der Randgruppen Fragen für zukünftige generalisierende Forschungsarbeiten aufwerfen.

## Konfounder und Verzerrungsursachen

- Alter: Aufgrund der Zulassung nach Wartezeit sind die Skala der Abiturnoten und teilweise die Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme am TMS mit dem Alter am Studienbeginn verknüpft. Alter ist ein starker Prädiktor von Studienabbruch, hat aber weniger Einfluss auf die Studienleistung [2].
- Varianzeinschränkung: Im Mittelpunkt der Analyse standen Studierendengruppen, die festgelegte Abschnitte der Abiturnotenskala darstellten. Sie wurden überdies nach TMS-Kategorien in Subgruppen unterteilt, die teilweise sehr klein waren. Varianzeinschrän-

kungen könnten deshalb die Aussagekraft der Ergebnisse schwächen.

- Statistische Fehler: Aufgrund von Varianzeinschränkungen kann die Zuverlässigkeit der Befunde durch Typ I und Typ II Fehler limitiert sein.
- Prüfungsergebnisse: Latente Faktoren, die die Studienleistung beeinflussen können, wie der Gesundheitszustand, persönliche und familiäre Schwierigkeiten, Prüfungsangst, unterschiedliche Schwierigkeitsgrade der Prüfungen wurden nicht dokumentiert und in der Analyse nicht berücksichtigt.

## Schlussfolgerung

Unabhängig von der Schulhistorie und von Abiturnoten sollten in der hochkompetitiven Auswahl zum Medizinstudium Bewerber mit einem hohen Erfolgspotential im Studium denen mit einem geringeren Leistungspotential vorgezogen werden. Es erscheint wenig sinnvoll, die Erfolgsaussichten von potenziell erfolgreichen Studierenden dadurch zu vermindern, dass ihre Zulassung zum Studium um mehrere Jahre verzögert wird, weil für sie Spitzennoten in der Schule nicht die höchste Priorität hatten. Die Befunde legen nahe, dass ein kompensatorisches Auswahlverfahren unter Integration des TMS dazu geeignet ist, die erforderliche maßgebliche Gewichtung der Abiturnote in der Einschätzung der potenziellen Studieneignung zu balancieren und sinnvoll zu ergänzen.

## Anmerkung

\*Der Einfachheit halber wird die männliche Form verwendet. Gemeint sind beide Geschlechter.

## Danksagung

Die Autoren möchten sich bei Martina Damaschke, Melanie Fröhlich und Dr. Ariunaa Bataikhan für ihre geduldige Mitwirkung bei der Erstellung der Datentabellen bedanken. Sie sind ebenso Dr. Janine Kahmann, Anna Kirchner, und Stefan Teichert für die ausführlichen Beratungen über das Auswahlverfahren und die konstruktiven Diskussionen sehr verbunden. Besonderer Dank gebührt Melanie Fröhlich für kritische Lesung des Manuskripts und ihren Beitrag dazu, unnötige Fehler zu vermeiden.

## Interessenkonflikt

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

## Literatur

1. Edwards D, Friedman T, Pearce J. Same admission tools, different outcomes: a critical perspective on predictive validity in three undergraduate medical schools. *BMC Med Educ.* 2013;13:173. DOI: 10.1186/1472-6920-13-173
2. Kadmon G, Resch F, Duelli R, Kadmon M. Predictive Value of the School-leaving Grade and Prognosis of Different Admission Groups for Academic Performance and Continuity in the Medical Course – a Longitudinal Study. *GMS Z Med Ausbild.* 2014;31(2):Doc21. DOI: 10.3205/zma000913
3. Trapmann, S, Hell B, Weigand S, Schuler H. The Validity of School Grades for Academic Achievement – A Meta-Analysis. *Z Pädagog Psychol.* 2007;21(1):11-27. DOI: 10.1024/1010-0652.21.1.11
4. Ferguson E, James D, Madeley L. Factors associated with success in medical school: systematic review of the literature. *Brit Med J.* 2002;324:952-957. DOI: 10.1136/bmj.324.7343.952
5. Salvatori P. Reliability and validity of admission tools used to select students for the health professions. *Adv Health Sci Edu.* 2001;6(2):159-175. DOI: 10.1023/A:1011489618208
6. Gold A, Souvignier E. Prognose der Studierfähigkeit. Ergebnisse aus Längsschnittdaten [Prediction of college outcomes. Results from longitudinal studies] German. *Z Entwicklungspsychol pädagog Psychol.* 2005;37(4):214-222. DOI: 10.1026/0049-8637.37.4.214
7. Roth PL, BeVier CA, Switzer FS III, Schippmann JS. Meta-analysing the relationship between grades and job performance. *J Appl Psychol.* 1996;81(5):548-556. DOI: 10.1037/0021-9010.81.5.548
8. Cliffordson C. Selection Effects on Applications and Admissions to Medical Education with Regular and Step-Wise Admission Procedures. *Scan J Educ Res.* 2006;50(4):463-482. DOI: 10.1080/00313830600823811
9. Jones BJ, Borges NJ, Manuel RS. A Validation of Medical School Objectives Project Attributes: Altruistic, Knowledgeable, Skillful, and Dutiful Students. *Ann Behav Sci Med Educ.* 2004;10(2):64-67.
10. Powis D, James D, Eamonn F. Demographic and socio-economic associations with academic attainment (UCAS tariff scores) in applicants to medical school. *Med Educ.* 2007;41(3):242-249. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2006.02683.x
11. Dhalla IA, Kwong JC, Streiner DL, Baddour RE, Waddell AE, Johnson IL. Characteristics of first-year students in Canadian medical schools. *Canad Med Assoc J.* 2002;166(8):1029-1035.
12. Quenzel G, Hurrelmann K. Gender and school performance: the inversion of a social stratification pattern. *Köln Z Soziol Sozialpsychol.* 2010;62:61-69. DOI: 10.1007/s11577-010-0091-4
13. Budde J. Bildungs(miss)erfolge von Jungen und Berufswahlverhalten bei Jungen/männlichen Jugendlichen. *Bildungsforschung 23.* Bonn: Bundesministerium für Bildung und Forschung; 2008.
14. Sackett PR, Kuncel NR, Arneson JJ, Cooper SR, Waters SD. Socioeconomic status and the relationship between the SAT® and freshman GPA: An analysis of data from 41 colleges and universities. The College Board. Research Report 2009-1. New York: The College Board; 2009. Zugänglich unter/available from: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/9/researchreport-2009-1-socioeconomic-status-sat-freshman-gpa-analysis-data.pdf>
15. Åberg-Bengtsson, L. Separating the quantitative and analytic dimensions of the Swedish Scholastic Aptitude Test (Swesat). *Scan J Educ Res.* 2005;49:359-383. DOI: 10.1080/00313830500202892
16. Halpern N, Bentov-Gofrit D, Matot I, Abramowitz MZ. The effect of integration of non-cognitive parameters on medical students' characteristics and their intended career choices. *Israel Med Assoc J.* 2011;13:488-493.
17. Emery JL, Bell JF. The predictive validity of the BioMedical Admissions Test for pre-clinical examination performance. *Med Educ.* 2009;43(6):557-564. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03367.x
18. Hampe W, Klusmann D, Buhk H, Münch-Harrach D, Harendza S. Possible reduction of the medical school dropout number by the Hamburg Assessment test for Medicine - part Natural sciences (HAM-Nat). *GMS Z Med Ausbild.* 2008;25(2):Doc82. Zugänglich unter/available from: <http://www.egms.de/static/de/journals/zma/2008-25/zma000566.shtml>
19. Donnon T, Oddone Paolucci E, Violato C. The predictive validity of the MCAT for medical school performance and Medical Board Licensing Examinations: A metaanalysis of the published research. *Acad Med.* 2007;82(1):100-106. DOI: 10.1097/01.ACM.0000249878.25186.b7
20. Mercer A, Chiavaroli N. UMAT: A Validity Study. A review of the underlying constructs and an analysis of the content of the Undergraduate Medicine and Health Sciences Admission Test. *Crawley/WA: The University of Western Australia;* 2007. Zugänglich unter/available from: [http://umat.acer.edu.au/files/UVSExecutive\\_Summary.pdf](http://umat.acer.edu.au/files/UVSExecutive_Summary.pdf)
21. Tiffin PA, McLachlan JC, Webster L, Nicholson S. Comparison of the sensitivity of the UKCAT and A levels to sociodemographic characteristics: a national study. *BMC Med Educ.* 2014;14:7. DOI: 10.1186/1472-6920-14-7
22. Kadmon G, Kirchner A, Duelli R, Resch F, Kadmon M. Why The German Aptitude Test for Medical Studies (TMS)? *Z. Evid Fortbild Qual Gesundheitswes.* 2012;106(2):125-130. DOI: 10.1016/j.zefq.2011.07.022
23. Trost G, Nauels HU, Klieme E. The Relationship between Different Criteria for Admission to Medical School and Student Success. *Ass Educ Princip Policy Pract.* 1998;5(2):247-254. DOI: 10.1080/0969594980050206
24. Kraft HG, Lamina C, Kluckner T, Wild C, Prodingler WM. Paradise lost or paradise regained? Changes in admission system affect academic performance and drop-out rates of medical students. *Med Teach.* 2013;35(5):e1123-1129. DOI: 10.3109/0142159X.2012.733835
25. Bodger O, Byrne A, Evans PA, Rees S, Jones G, et al. Graduate Entry Medicine: Selection Criteria and Student Performance. *PLoS ONE.* 2011;6(11):e27161. DOI: 10.1371/journal.pone.0027161
26. Hell B, Trapman S, Weigand S, Schuler H. The validity of admission interviews – a meta-analysis. *Psychol Rundsch.* 2007;58(2):93-102. DOI: 10.1026/0033-3042.58.2.93
27. Dowell J, Lumsden MA, Powis D, Munro D, Bore M, Makubate B, Kumwenda B. Predictive validity of the personal qualities assessment for selection of medical students in Scotland. *Med Teach.* 2011;33(9):e485-e488. DOI: 10.3109/0142159X.2011.599448
28. Lumsden MA, Bore M, Millar K, Jack1 R, Powis D. Assessment of personal qualities in relation to admission to medical school. *Med Educ.* 2005;39(3):258-265. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2005.02087.x
29. Trapmann S, Hell B, Hirn JO, Schuler H. Meta-Analysis of the relationship between the big five and academic success at university. *Z Psychol.* 2007;215(2):132-151. DOI: 10.1027/0044-3409.215.2.132
30. Eva KW, Reiter HI, Trinh K, Wasi P, Rosenfeld J, Norman GR. Predictive validity of the multiple mini-interview for selecting medical trainees. *Med Educ.* 2009;43(8):767-775. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03407.x

31. Chamberlain SE, Searle J. Assessing suitability for a problem-based learning curriculum: evaluating a new student selection instrument. *Med Educ.* 2005;39(3):250–257. DOI: 10.1111/j.1365-2929.2005.02086.x
32. Brown CA, Lilford RJ. Selecting medical students. Tests of cognitive ability are probably the best method at present. *BMJ.* 2008;336:786. DOI: 10.1136/bmj.39517.679977.80
33. Hängsen KD, Ischi N. Eignungsprüfung für das Medizinstudium. Kriterien und Testverfahren. Bericht über das Internationale Symposium in Bern, Bericht 3. Fribourg: Universität Fribourg; 1996.
34. Meunier E. Transferevaluation eines Testtrainings für den Test für medizinische Studiengänge (TMS). Diplomarbeit. Berlin: Freie Universität Berlin; 2010. S.31ff
35. Emery JL, Bell JF. The predictive validity of the BioMedical Admissions Test for pre-clinical examination performance. *Med Educ.* 2009;43(6):557-564. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03367.x
36. Bore M, Munro D, Powis D. A comprehensive model for the selection of medical students. *Med Teach.* 2009;31(12):1066-1072. DOI: 10.3109/01421590903095510
37. McGaghie WC. Assessing readiness for medical education. Evolution of the Medical College Admission Test. *J Am Med Assoc.* 2002;288(9):1085-1090. DOI: 10.1001/jama.288.9.1085
38. Borst CG. Choosing the Student Body: Masculinity, Culture, and the Crisis of Medical School Admissions, 1920-1950. *History Educ Quart.* 2002;42(2):181-214. DOI: 10.1111/j.1748-5959.2002.tb00106.x
39. Emery JL, Bell JF, Vidal Rodeiro CL. The BioMedical Admissions Test for medical student selection: Issues of fairness and bias. *Med Teach.* 2011;33(1):62-71. DOI: 10.3109/0142159X.2010.528811
40. Michell R. Student selection: time to reconsider? *Vet Rec.* 1990;127(21):512-514.
41. Kadmon G, Kadmon M. Chance für Bewerber ohne Einser-Abitur. *Dtsch Arztebl.* 2011;108(45):A2388-A2392.
42. Hinneberg H. Der "Test für medizinische Studiengänge" im Auswahlverfahren der Hochschulen. *Hochschulwes.* 2012;3:94-98.
43. Kadmon G, Schmidt J, De Cono N, Kadmon M. Integrative vs. traditional learning from the student perspective. *GMS Z Med Ausbild.* 2011; 28(2):14-26. DOI: 10.3205/zma000740
44. Hampe W, Hissbach J. Kein Ersatz für die Abiturnote. *Dtsch Arztebl.* 2010;107(26):A1298-1299.
45. Hissbach J, Feddersen L, Sehner S, Hampe W. Suitability of the HAM-Nat test and TMS module "basic medical-scientific understanding" for medical school selection. *GMS Z Med Ausbild.* 2012;29(5):Doc72. DOI: 10.3205/zma000842
46. Reibnegger G, Caluba HC, Ithaler D, Manhal S, Neges HM, Smolle J. Progress of medical students after open admission or admission based on knowledge tests. *Med Educ.* 2010;44(2):205-2014. DOI: 10.1111/j.1365-2923.2009.03576.x
47. Reibnegger G, Caluba HC, Ithaler D, Manhal S, Neges HM, Smolle J. Dropout rates in medical students at one school before and after installation of admission tests in Austria. *Acad Med.* 2011;86(8):1040-1048. DOI: 10.1097/ACM.0b013e3182223a1b

**Korrespondenzadresse:**

Guni Kadmon  
 Universität Heidelberg, Medizinische Fakultät, Im  
 Neuenheimer Feld 155, 69120 Heidelberg, Deutschland,  
 Tel.: +49 (0)6221/56-6716, Fax: +49 (0)6221/56-7207  
 guni.kadmon@med.uni-heidelberg.de

**Bitte zitieren als**

Kadmon G, Kadmon M. Academic Performance of Students with the Highest and Mediocre School-leaving Grades: Does the Aptitude Test for Medical Studies (TMS) Balance Their Prognoses? *GMS J Med Educ.* 2016;33(1):Doc7.  
 DOI: 10.3205/zma001006, URN: urn:nbn:de:0183-zma0010062

**Artikel online frei zugänglich unter**

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2016-33/zma001006.shtml>

**Eingereicht:** 12.07.2014

**Überarbeitet:** 30.09.2015

**Angenommen:** 29.10.2015

**Veröffentlicht:** 15.02.2016

**Copyright**

©2016 Kadmon 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/>.