

## **Anhang B: Ergebnisse unter Verwendung des dichotomen Scorings (Studie 1)**

### **Inhaltsverzeichnis**

B.1 AcquA-PU Aufgaben: Itemanalysen und Itemselektion .....	2
Tabelle B1 .....	3
B.2 AcquA-PU Aufgaben: Messmodell und Reliabilität .....	4
Tabelle B2 .....	4
B.3 AcquA-EU Aufgaben: Itemanalysen und Itemselektion .....	4
Tabelle B3 .....	5
B.4 AcquA-EU Aufgaben: Messmodell und Reliabilität .....	6
Tabelle B4 .....	5
B.5 Zusammenhang PU und EU .....	6
Tabelle B5 .....	7
Tabelle B6 .....	8
B.6 Zusammenhang PU und Persönlichkeit der Testperson .....	8
Tabelle B7 .....	9
Tabelle B8 .....	10
Tabelle B9 .....	12
Tabelle B10 .....	14

### B.1 AcquA-PU Aufgaben: Itemanalysen und Itemselektion

Bei Verwendung des dichotomen Scorings resultieren 0-1-kodierte Itemscores. Für die CFA-Modelle der Itemselektion wurde daher ein für diese Daten geeigneter gewichteter Kleinst-Quadrat-Schätzer mit Mittelwert- und Varianz-adjustierter  $\chi^2$ -Teststatistik verwendet (WLSMV-Schätzer; Muthén & Muthén, 2017).

Die Angemessenheit der für die Itemselektion festgelegten Cut-Off-Kriterien für einen guten Modell-Fit war beim WLSMV-Schätzer noch unklarer als beim MLM-Schätzer. Die Ergebnisse von Yu (2002) weisen zwar darauf hin, dass bei Verwendung dichotomer Variablen und des WLSMV-Schätzers Cut-Offs von  $CFI \geq .96$  und  $RMSEA \leq .05$  zu akzeptablen Ergebnissen führen, allerdings ergab sich dies für eine Stichprobengröße von  $N \geq 250$ . Da für den WLSMV-Schätzer keine alternativen Cut-Off-Kriterien zur Verfügung standen, wurden die vorab festgelegten Kriterien trotz einer etwas geringeren Stichprobengröße und einem etwas geringeren Cut-Off für den CFI beibehalten. Folglich ist das Ergebnis der Itemselektion mit einer größeren Unsicherheit verbunden als beim standardisierten Distanzscoring.

Bei Aufgabe PU1o wurden in einer ersten Selektion acht der ursprünglich 12 Items eliminiert. Von den verbliebenen vier Items wiesen drei im einfaktoriellen CFA-Modell der Aufgabe standardisierte Ladungen von .74, .82 und .89 auf. Das vierte Item zeigte mit .18 wiederum eine sehr geringe Ladung. Um zu überprüfen, ob eine zu hohe Gewichtung der drei erstgenannten Items im Selektionsprozess zu der großen Anzahl eliminierter Items geführt hat, wurde die Itemselektion bei Aufgabe PU1o wiederholt. In dieser zweiten Selektion wurden zu Beginn die beiden Items mit Ladungen  $> .80$  eliminiert und anschließend nach dem ursprünglichen Vorgehen weiter selektiert. Hierbei wurden ebenfalls acht der 12 Items eliminiert. Die verbliebenen vier Items wiesen im CFA-Modell der Aufgabe standardisierte Ladungen zwischen .23 und .59 auf. Um eine Entscheidung für eine der beiden Itemselektionen zu treffen, wurden die im Anschluss an die Itemselektionen geschätzten Messmodelle für PU und die jeweilige standardisierte Ladung für das Parcel der Aufgabe PU1o betrachtet. Die erste Itemselektion führte zwar zu einer akzeptablen Ladung von .45, allerdings zu keinem guten Fit des Messmodells (u.a.  $CFI = .93$ ,  $RMSEA = .07$ ,  $90\% CI = [.02, .12]$ ). Die zweite Itemselektion führte zu einer deutlich geringeren Ladung von .23, allerdings zu einem besseren und zudem guten Fit des Messmodells (u.a.  $CFI = .97$ ,  $RMSEA = .05$ ,  $90\% CI = [.00, .10]$ ; vgl. unten). Darüber hinaus resultierte bei der zweiten Itemselektion eine höhere Schwierigkeit der Aufgabe ( $M = .91$  vs.  $.32$ ), was angesichts der ansonsten sehr leichten Aufgaben (vgl. Tabelle

B1) zu bevorzugen war. Aus diesem Grund wurde die zweite Itemselektion beibehalten, so dass alle folgenden Analysen und Ergebnisse hierauf basieren.

Insgesamt wurde auf Basis der aufgabenweisen CFAs die Itemanzahl von ursprünglich 90 auf 62 reduziert.<sup>1</sup> Deskriptive Statistiken der Items nach der Selektion finden sich in Tabelle A1 in Anhang A. Die part-whole korrigierten Trennschärfen der selektierten Items, berechnet über alle selektierten Items hinweg, liegen bei -.03 bis .45 ( $M = .26$ ,  $SD = .10$ ) und die Itemmittelwerte bei .10 bis .99 ( $M = .84$ ,  $SD = .19$ ). Die selektierten Items wurden anschließend aufgabenweise gemittelt und zu Parcels zusammengefasst. Zudem wurde ein PU-Gesamtscore gebildet. Deskriptive Statistiken der Parcels und des Gesamtscores sind in Tabelle B1 dargestellt.

**Tabelle B1**

*Deskriptive Statistiken der Personality Understanding (PU)-Parcels sowie des gesamten Acqua-PU Tests ( $PU_{ges}$ ) nach der Itemselektion (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup>	Itemanzahl <sup>b</sup>	$M$	$SD$	Schiefe <sup>c</sup>	Kurtosis <sup>d</sup>
PU1n	10 (12)	.85	.16	-1.56	3.39
PU1o	4 (12)	.32	.25	0.46	-0.44
PU2n	8 (12)	.88	.15	-2.10	7.21
PU2o	7 (12)	.86	.17	-1.86	4.25
PU3n	17 (24)	.90	.11	-2.13	6.51
PU3o	16 (18)	.88	.13	-1.54	2.52
$PU_{ges}$	62 (90)	.84	.09	-1.39	2.80

*Anmerkungen.*  $N = 201$ . Die verwendete Statistik zur Schätzung der Kurtosis nimmt beim Vorliegen einer Normalverteilung den Wert 0 an.

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format. <sup>b</sup> Angabe in Klammern bezieht sich auf die Anzahl vor der Itemselektion. <sup>c</sup>  $SE = 0.17$ . <sup>d</sup>  $SE = 0.34$ .

<sup>1</sup> In wenigen Schritten der Itemselektion kam es zu Problemen bei der Parameterschätzung im CFA-Modell (Schätzung der Standardfehler). Die Items, die zu diesen Problemen geführt haben, wurden in dem jeweiligen Selektionsschritt eliminiert und die Selektion im Anschluss nach dem festgelegten Vorgehen weitergeführt. Bei den problematischen Items handelte es sich in der Regel um extrem leichte Items.

## B.2 AcquA-PU Aufgaben: Messmodell und Reliabilität

Die Schätzung des einfaktoriellen Messmodells wurde auf Grund der Verteilung der PU-Parcels (vgl. Tabelle B1) unter Verwendung des MLM-Schätzers durchgeführt. Das Modell zeigte mit  $\chi^2 = 12.82$ ,  $df = 9$ ,  $p = .17$ , CFI = .97, RMSEA = .05, 90% CI = [.00, .10] einen guten Fit. Die standardisierten Faktorladungen sind in Tabelle B2 zu finden und zeigen, abgesehen von Aufgabe PU1o, keine systematischen Unterschiede zwischen den Aufgaben im 2D- und 3D-Format. Cronbachs  $\alpha$  für den Gesamtwert liegt bei .62, 95% CI = [.49, .70], McDonalds  $\omega$  für den PU-Faktor ebenfalls bei .62, 95% CI = [.50, .71].

**Tabelle B2**

*Ergebnis der konfirmatorischen Faktorenanalyse der Personality Understanding (PU)-Parcels (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup>	standardisierte Faktorladung
PU1n	.65***
PU1o	.23**
PU2n	.51***
PU2o	.54***
PU3n	.57***
PU3o	.57***

Anmerkungen.  $N = 201$ .

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format.

\*\* $p < .01$ . \*\*\* $p < .001$ .

## B.3 AcquA-EU Aufgaben: Itemanalysen und Itemselektion

Unter Verwendung der dichotomen Itemscores wurde die Itemanzahl der AcquA-EU Aufgaben von ursprünglich 81 auf 38 reduziert (aufgabenweise CFAs mit WLSMV-Schätzer).<sup>2</sup> Deskriptive Statistiken der Items nach der Itemselektion sind in Tabelle A2 (Anhang A) zu finden. Die part-whole korrigierten Trennschärfen der selektierten Items, berechnet über alle selektierten Items hinweg, liegen bei .04 bis .48 ( $M = .22$ ,  $SD = .12$ ) und die Itemmittelwerte bei .15 bis .99 ( $M = .64$ ,  $SD = .29$ ). Die deskriptiven Statistiken der im Anschluss gebildeten Parcels und eines EU-Gesamtscores befinden sich in Tabelle B3.

<sup>2</sup> Auch hier kam es in einem Fall zu Problemen bei der Schätzung der Standardfehler. Das hierfür verantwortliche Item wurde im entsprechenden Selektionsschritt eliminiert.

**Tabelle B3**

*Deskriptive Statistiken der Emotional Understanding (EU)-Parcels sowie des gesamten AcquA-EU Tests ( $EU_{ges}$ ) nach der Itemselektion (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup>	Itemanzahl <sup>b</sup>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Schief <sup>c</sup>	Kurtosis <sup>d</sup>
EU7o	5 (9)	.54	.20	-0.13	-0.26
EU8n	4 (8)	.88	.23	-2.04	3.41
EU9n	6 (12)	.91	.13	-1.42	2.15
EU12n	8 (18)	.33	.18	0.48	0.58
EU13o	9 (18)	.61	.20	0.09	-0.63
EU15o	6 (16)	.73	.19	-0.80	0.62
$EU_{ges}$	38 (81)	.64	.12	0.04	0.20

*Anmerkungen.* *N* = 198. Die verwendete Statistik zur Schätzung der Kurtosis nimmt beim Vorliegen einer Normalverteilung den Wert 0 an.

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format. <sup>b</sup> Angabe in Klammern bezieht sich auf die Anzahl vor der Itemselektion. <sup>c</sup> *SE* = 0.17. <sup>d</sup> *SE* = 0.34.

**Tabelle B4**

*Ergebnis der konfirmatorischen Faktorenanalyse der Emotional Understanding (EU)-Parcels (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup>	standardisierte Faktorladung
EU7o	.57***
EU8n	.39***
EU9n	.45***
EU12n	.46***
EU13o	.70***
EU15o	.33***

*Anmerkungen.* *N* = 198.

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format.

\*\*\**p* < .001.

#### B.4 AcquA-EU Aufgaben: Messmodell und Reliabilität

Die Schätzung des einfaktoriellen Messmodells für EU ergab mit  $\chi^2 = 13.82$ ,  $df = 9$ ,  $p = .13$ , CFI = .96, RMSEA = .05, 90% CI = [.00, .10] eine gute Passung des Modells auf die Daten. Die standardisierten Faktorladungen sind in Tabelle B4 zu finden und zeigen keine systematischen Unterschiede zwischen den Aufgaben im 2D- und 3D-Format. Es wurde insbesondere auf Grund von Schiefe und Kurtosis der Aufgaben-Parcels (vgl. Tabelle B3 sowie Shapiro-Wilk-Test auf Normalverteilung in Tabelle A3 in Anhang A) erneut der MLM-Schätzer verwendet. Cronbachs  $\alpha$  für den Gesamtwert liegt bei .64, 95% CI = [.55, .70], McDonalds  $\omega$  für den EU-Faktor bei .65, 95% CI = [.56, .72].

#### B.5 Zusammenhang PU und EU

Für das zweifaktorielle CFA-Modell zur Schätzung des Zusammenhangs zwischen PU und EU zeigte sich entsprechend der Kriterien von Hu und Bentler (1999) sowie Browne und Cudeck (1992) kein guter Fit (MLM-Schätzer;  $\chi^2 = 98.42$ ,  $df = 53$ ,  $p < .001$ , CFI = .86, RMSEA = .07, 90% CI = [.05, .09]; standardisierte Faktorladungen sowie die Faktorkorrelation siehe Tabelle B5). Das alternative einfaktorielle CFA-Modell (MLM-Schätzer;  $\chi^2 = 116.44$ ,  $df = 54$ ,  $p < .001$ , CFI = .80, RMSEA = .08, 90% CI = [.06, .10]; standardisierte Faktorladungen siehe Tabelle B5) zeigte wie beim standardisierten Distanzscoring einen noch schlechteren Fit, auch wenn der Unterschied insbesondere beim RMSEA deskriptiv sehr gering ausfiel ( $\Delta CFI = -.06$ ,  $\Delta RMSEA = -.01$ ). Der  $\chi^2$ -Differenzentest unter Verwendung der skalierten Teststatistik nach Satorra und Bentler (2010) ergab mit  $\bar{T}_d = 17.56$ ,  $df = 1$ ,  $p < .001$  eine auf einem  $\alpha$ -Niveau von .001 signifikant bessere Passung des zweifaktoriellen gegenüber dem einfaktoriellen Modell.

Das CTC(M-1)-Modell zeigte bei Verwendung der Parcels des dichotomen Scorings keine Konvergenz, auch nicht nach Entfernung von sechs multivariaten Ausreißern. Daher wurde exploriert, ob das Setzen von Restriktionen bei den Ladungen auf dem Methodenfaktor dieses Problem lösen kann. Auf Grund des Vorgehens bei der Konstruktion der AcquA-Aufgaben bestand kein Grund zur Annahme, dass der Einfluss des neuen 3D-Formats bei den Aufgaben derselben Fähigkeit unterschiedlich ausfällt. Es wurde allerdings vermutet, dass der Einfluss auf die PU- und EU-Aufgaben unterschiedlich ausfallen könnte, da bei den EU-Aufgaben die Emotionen schriftlich eingeblendet werden, bei den PU-Aufgaben das Verhalten hingegen explizit beobachtet werden muss. Der Einfluss bei den EU-Aufgaben ist also potentiell geringer. Aus diesem Grunde wurde ein CTC(M-1)-Modell geschätzt, bei dem die Ladungen auf dem Methodenfaktor je Fähigkeit gleichgesetzt wurden. Dieses Modell

konvergierte und zeigte mit  $\chi^2 = 95.75$ ,  $df = 51$ ,  $p < .001$ , CFI = .86, RMSEA = .07, 90% CI = [.05, .09] keinen guten Fit ( $N = 197$ ). Die standardisierten Ladungen auf dem Methodenfaktor liegen bei .14 bis .25 (vgl. Tabelle B6) und die standardisierten Ladungen auf dem PU- und EU-Faktor sowie die Faktorkorrelation zwischen PU und EU weisen im Vergleich zum Modell ohne Methodenfaktor nur geringe Unterschiede auf. Ein  $\chi^2$ -Differenzentest unter Verwendung der skalierten Teststatistik von Satorra und Bentler (2010) ergab mit  $\bar{T}_d = 1.38$ ,  $df = 1$ ,  $p = .50$  keine signifikant bessere Passung des CTC(M-1)-Modells gegenüber dem zweifaktoriellen Modell ohne Methodenfaktor ( $\Delta CFI = -.00$ ,  $\Delta RMSEA = -.00$ ).

**Tabelle B5**

*Standardisierte Faktorladungen der Personality Understanding (PU)-Parcels und Emotional Understanding (EU)-Parcels für das zweifaktorielle sowie das einfaktorielle CFA-Modell (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup>	zweifaktorielles Modell		einfaktorielles Modell
	PU	EU	PEU
PU1n	.64***		.59***
PU1o	.27***		.28***
PU2n	.53***		.53***
PU2o	.57***		.56***
PU3n	.57***		.55***
PU3o	.56***		.50***
EU7o		.47***	.36***
EU8n		.43***	.42***
EU9n		.54***	.55***
EU12n		.39***	.31***
EU13o		.69***	.60***
EU15o		.35***	.34***
Faktorkorrelation [95% CI]			
PU - EU	.74 [.60, .88]		-

*Anmerkungen.*  $N = 197$ . CFA = Konfirmatorische Faktorenanalyse. CI = Konfidenzintervall.

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format.

\*\*\* $p < .001$ .

**Tabelle B6**

*Standardisierte Faktorladungen der Personality Understanding (PU)-Parcels und Emotional Understanding (EU)-Parcels sowie Faktorkorrelation zwischen PU und EU im CTC(M-1)-Modell (dichotomes Scoring)*

Parcel <sup>a</sup> /Faktor	Faktoren		
	PU	EU	Methodenfaktor (MF)
PU1n	.63***		.14
PU1o	.28***		
PU2n	.51***		.15
PU2o	.56***		
PU3n	.54***		.21
PU3o	.58***		
EU7o		.49***	
EU8n		.40***	.14*
EU9n		.50***	.25*
EU12n		.38***	.17*
EU13o		.72***	
EU15o		.35***	
Faktorkorrelation [95% CI]			
EU	.72 [.57, .86]		
MF	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	

*Anmerkungen.* N = 197. CTC(M-1) = Correlated Trait Correlated Method Minus One; CI = Konfidenzintervall.

<sup>a</sup> o = 2D-Format, n = 3D-Format. <sup>b</sup> Faktorkorrelation wurde auf 0 fixiert.

\* $p < .05$ . \*\*\* $p < .001$ .

## **B.6 Zusammenhang PU und Persönlichkeit der Testperson**

Die folgenden Seiten enthalten die Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen PU und der Persönlichkeit der Testperson unter Verwendung des dichotomen Scorings. In Tabelle B7 sind die Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen den hypothesengeleiteten PU-Parcels und den AB5C-Skalen dargestellt und in den Tabellen B8 bis B10 die Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen PU und den Big Five-Persönlichkeitsfaktoren.



**Tabelle B7**

*Itemanzahl (k), deskriptive Statistiken und Reliabilitätsschätzungen ( $\omega_C$ ; Kelley & Pornprasertmanit, 2016) für die hypothesengeleitet gebildeten Personality Understanding (PU)-Parcels sowie deren Korrelationen mit den Skalen des Abridged Big Five Dimensional Circumplex (AB5C)-Modells (dichotomes Scoring)*

PU-Parcel	Statistiken PU-Parcels						Korrelationen mit den AB5C-Skalen						
	<i>k</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Schiefef <sup>a</sup>	Kurtosis <sup>b</sup>	$\omega_C$ [95% CI] <sup>c</sup>	III+/I+	III+/II+	III+/IV+	III+/V+	I+/I+	I+/II+	I+/V+
P1_c11	9	.85	.14	-1.26	2.29	.59 [.21, .89]	.06	.06	.08	<b>-.04</b>	.15*	.14	.10
P1_c14r	5	.89	.16	-1.61	2.89	.40 [.08, .56]	-.05	.05	<b>.04</b>	-.08	.12	.08	.02
P2_c15r	7	.90	.17	-2.31	5.63	.74 [.48, .83]	<b>-.03</b>	.14*	-.02	-.01	-.02	-.01	-.11
P2_c12	8	.85	.15	-1.33	2.87	.43 [.13, .62]	<b>-.06</b>	.10	-.10	-.02	.07	.09	.00
P3_c1	8	.86	.13	-0.69	-0.02	.37 [.10, .60]	-.13	<b>-.10</b>	-.12	-.18*	.06	-.07	-.02
P3_c32	12	.90	.13	-1.89	3.40	.80 [.42, .97]	<b>-.05</b>	.08	.00	-.07	.08	.04	-.02
P3_c26r	5	.92	.15	-2.42	8.19	.51 [.20, .79]	-.01	.03	<b>.02</b>	.05	.09	.05	-.02
P3_c24r	8	.89	.13	-1.25	1.22	.42 [.19, .61]	-.10	-.05	-.04	<b>-.16*</b>	.07	.00	-.06

*Anmerkungen.* *N* = 199 bis 201. CI = Konfidenzintervall. Aufbau Parcelname: P1 bis P3 = Aufgabennummer, c = Gewissenhaftigkeit, zweite Zahl = Nummer des IPIP-Items der Kontingenz, r = Zielperson besitzt geringe Ausprägung auf dem Faktor Gewissenhaftigkeit. Die fett gedruckten Korrelationen markieren die Ergebnisse, wenn PU-Parcel und AB5C-Skala sich auf dasselbe Item beziehen bzw. dasselbe Item enthalten.

<sup>a</sup> *SE* = 0.17. <sup>b</sup> *SE* = 0.34. <sup>c</sup> Auf Grund der dichotomen Itemscores wurde  $\omega_C$  mit bias-corrected and accelerated (bca) Bootstrap-Konfidenzintervallen bestimmt (vgl. Empfehlungen von Kelley & Pornprasertmanit, 2016; 10000 Iterationen). Bei Schätzung der Konfidenzintervalle traten wiederholt Schätzprobleme (insb. negative Varianzen) auf.

\**p* < .05

**Tabelle B8**

*Ergebnis der konfirmatorischen Faktorenanalyse der Personality Understanding (PU)-Parcels (dichotomes Scoring) und Adjektiv-Parcels (Parcel-Set 1)*

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
PU1n	.65***					
PU1o	.22***					
PU2n	.52***					
PU2o	.53***					
PU3n	.56***					
PU3o	.59***					
oa_p1_o1		.70***				
oa_p1_o2		.77***				
oa_p1_o3		.82***				
oa_p1_c1			.72***			
oa_p1_c2			.86***			
oa_p1_c3			.86***			
oa_p1_e1				.72***		
oa_p1_e2				.81***		
oa_p1_e3				.93***		
oa_p1_a1					.79***	

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
oa_p1_a2					.75***	
oa_p1_a3					.87***	
oa_p1_n1						.76***
oa_p1_n2						.56***
oa_p1_n3						.84***
Faktorkorrelationen [95% CI]						
O	.10 [-.04, .23]					
C	-.15 [-.30, .00]	.33 [.18, .47]				
E	.06 [-.12, .24]	.23 [.08, .39]	.21 [.06, .35]			
A	.10 [-.06, .26]	.06 [-.10, .21]	.19 [.05, .33]	.13 [-.04, .30]		
N	.02 [-.12, .17]	-.32 [-.45, -.20]	-.08 [-.23, .07]	-.15 [-.33, .03]	.12 [-.07, .30]	

*Anmerkungen.*  $N = 200$ . O = Offenheit für Erfahrungen (bzw. Intellect bei Ostendorf, 1990); C = Gewissenhaftigkeit; E = Extraversion (bzw. Surgency bei Ostendorf, 1990); A = Verträglichkeit; N = Neurotizismus; CI = Konfidenzintervall. Modell-Fit (MLM-Schätzer):  $\chi^2 = 237.36$ ,  $df = 174$ ,  $p = .001$ , CFI = .95, RMSEA = .04, 90% CI = [.03, .06].

\*\*\* $p < .001$ .

**Tabelle B9**

*Ergebnis der konfirmatorischen Faktorenanalyse der Personality Understanding (PU)-Parcels (dichotomes Scoring) und Adjektiv-Parcels (Parcel-Set 2)*

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
PU1n	.65***					
PU1o	.22***					
PU2n	.52***					
PU2o	.53***					
PU3n	.56***					
PU3o	.59***					
oa_p2_o1		.76***				
oa_p2_o2		.76***				
oa_p2_o3		.66***				
oa_p2_c1			.82***			
oa_p2_c2			.78***			
oa_p2_c3			.93***			
oa_p2_e1				.73***		
oa_p2_e2				.88***		
oa_p2_e3				.87***		
oa_p2_a1					.79***	

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
oa_p2_a2					.82***	
oa_p2_a3					.84***	
oa_p2_n1						.71***
oa_p2_n2						.55***
oa_p2_n3						.81***
Faktorkorrelationen [95% CI]						
O	.12 [-.03, .27]					
C	-.17 [-.32, -.02]	.33 [.20, .47]				
E	.05 [-.13, .23]	.25 [.09, .40]	.20 [.07, .34]			
A	.11 [-.02, .24]	.08 [-.07, .22]	.18 [.05, .31]	.15 [-.02, .31]		
N	.05 [-.12, .22]	-.36 [-.51, -.22]	-.15 [-.30, -.00]	-.20 [-.37, -.02]	.16 [-.00, .33]	

*Anmerkungen.*  $N = 200$ . O = Offenheit für Erfahrungen (bzw. Intellect bei Ostendorf, 1990); C = Gewissenhaftigkeit; E = Extraversion (bzw. Surgency bei Ostendorf, 1990); A = Verträglichkeit; N = Neurotizismus; CI = Konfidenzintervall. Modell-Fit (MLM-Schätzer):  $\chi^2 = 324.86$ ,  $df = 174$ ,  $p < .001$ , CFI = .89, RMSEA = .07, 90% CI = [.06, .08].

\*\*\* $p < .001$ .

**Tabelle B10**

*Ergebnis der konfirmatorischen Faktorenanalyse der Personality Understanding (PU)-Parcels (dichotomes Scoring) und Adjektiv-Parcels (Parcel-Set 3)*

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
PU1n	.65***					
PU1o	.22***					
PU2n	.52***					
PU2o	.53***					
PU3n	.56***					
PU3o	.59***					
oa_p3_o1		.76***				
oa_p3_o2		.71***				
oa_p3_o3		.74***				
oa_p3_c1			.81***			
oa_p3_c2			.87***			
oa_p3_c3			.84***			
oa_p3_e1				.57***		
oa_p3_e2				.87***		
oa_p3_e3				.93***		
oa_p3_a1					.79***	

Parcel/Faktor	standardisierte Faktorladung					
	PU	O	C	E	A	N
oa_p3_a2					.82***	
oa_p3_a3					.85***	
oa_p3_n1						.70***
oa_p3_n2						.92***
oa_p3_n3						.49***
Faktorkorrelationen [95% CI]						
O	.11 [-.05, .26]					
C	-.14 [-.29, .02]	.34 [.19, .48]				
E	.06 [-.12, .25]	.25 [.10, .39]	.21 [.09, .34]			
A	.11 [-.05, .27]	.07 [-.09, .22]	.20 [.07, .34]	.12 [-.04, .28]		
N	.02 [-.14, .17]	-.27 [-.41, -.14]	-.01 [-.17, .15]	-.05 [-.23, .12]	.13 [-.03, .29]	

*Anmerkungen.*  $N = 200$ . O = Offenheit für Erfahrungen (bzw. Intellect bei Ostendorf, 1990); C = Gewissenhaftigkeit; E = Extraversion (bzw. Surgency bei Ostendorf, 1990); A = Verträglichkeit; N = Neurotizismus; CI = Konfidenzintervall. Modell-Fit (MLM-Schätzer):  $\chi^2 = 291.92$ ,  $df = 174$ ,  $p < .001$ , CFI = .91, RMSEA = .06, 90% CI = [.05, .07].

\*\*\* $p < .001$ .