

Framed by Gender? Eine experimentelle Prüfung von Rational Choice, Frame-Selection und Low-Cost-These am Beispiel beruflicher Umzugsentscheidungen

Katrin Auspurg, Corinna Frodermann und Thomas Hinz

Der Online-Anhang stellt zusätzliche Informationen zur Datengrundlage, zur Analysestrategie und zu den Auswertungen bereit.

Datengrundlage

Bei den verwendeten Daten handelt es sich um die Antworten der Teilnehmer/innen am Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) aus der fünften Erhebungswelle (2011). Das PASS wird vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) jährlich erhoben. In der Auswertung werden die Angaben von 935 Personen im Alter von 20 bis 58 Jahren berücksichtigt, die zum Befragungszeitpunkt in Paarhaushalten lebten, dem Arbeitsmarkt zur Verfügung standen und das implementierte Faktorielle Survey-Modul (mit Informationen zu den potentiellen Beschäftigungsaussichten des Partners) beantworteten. Eine Übersicht der einbezogenen Befragtenmerkmale und Fallzahlen findet sich in Tabelle A1.

Tabelle A1: Verwendete Befragtenmerkmale (PASS 2011)

	<i>N</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Mittelw.</i>	<i>SD</i>	<i>Median</i>
Geschlecht (1 = weiblich)	935	0	1	0,46	-	-
Alter	935	20	58	43,11	9,61	45
Wohnortverbundenheit (1=eigentlich gar nicht, 5=sehr stark)	935	1	5	3,80	1,07	4
Höchster Ausbildungsabschluss						
- Kein Abschluss / Anlernausbildung	935	0	1	0,20	-	-
- Lehre	935	0	1	0,59	-	-
- Meister, FH-Abschluss	935	0	1	0,12	-	-
- Hochschulabschluss	935	0	1	0,09	-	-
Familienstand (1= verheiratet)	931	0	1	0,77	-	-
Rolleneinstellung (Index mit Mediansplit; 1= traditionell)	932	0	1	0,47	-	-
Arbeitslosengeld-II im Haushalt (1=ja)	934	0	1	0,32	-	-
Kinder im Haushalt						
- Kind(er) unter 6 Jahren (1=ja)	935	0	1	0,14	-	-
- Kind(er) zwischen 6 und 16 Jahren (1=ja)	935	0	1	0,33	-	-

	<i>N</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Mittelw.</i>	<i>SD</i>	<i>Median</i>
Wohneigentum (1=ja)	935	0	1	0,33	-	-
Ostdeutschland (1=ja)	935	0	1	0,29	-	-
OECD-Haushaltseinkommen	923	159	12.000	1303,02	779,09	1087
Region						
- Land < 20.000 EW	935	0	1	0,12	-	-
- Mittel-/Kleinstädte	935	0	1	0,28	-	-
- Metropolen > 500.000 EW	935	0	1	0,60	-	-
Pflegebedürftige Person im Haushalt (1=ja)	935	0	1	0,05	-	-
Erwerbskonstellation im Haushalt						
- Beide arbeiten nicht	935	0	1	0,45	-	-
- Befragte/r arbeitet, Partner/in nicht	935	0	1	0,22	-	-
- Partner/in arbeitet, Befragte/r nicht	935	0	1	0,11	-	-
- Beide arbeiten	935	0	1	0,22	-	-

Die *Rolleneinstellung* wurde in Anlehnung an das klassische Instrument von Krampen (1979) gemessen. Die drei Items aus Abbildung A1 wurden jeweils personenspezifisch zu einem additiven Index kombiniert, wobei mit einem Cronbach's Alpha von 0,7 eine zufriedenstellende Reliabilität erreicht werden konnte. In den Auswertungen wird dann ein Mediansplit (0="egalitär", 1="traditionell" verwendet (dies ermöglicht anschaulichere Darstellungen in Abbildungen; die Verwendung der metrischen Variablen führt zu ähnlichen Ergebnissen).

Abb. A1: Itembatterie zur Erfassung der Einstellung (Rollenbilder)

	Stimme voll und ganz zu	Stimme eher zu	Stimme eher nicht zu	Stimme überhaupt nicht zu
	1	2	3	4
Eine Frau sollte dazu bereit sein, ihre Arbeitszeit zu verringern, um mehr Zeit für ihre Familie zu haben	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Einen Beruf zu haben ist ja ganz schön, aber das, was die meisten Frauen wirklich wollen, sind ein Heim und Kinder.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Die Aufgabe des Ehemannes ist es, Geld zu verdienen, die der Ehefrau, sich um den Haushalt und die Familie zu kümmern	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Quelle: Personenfragebogen zur Panelstudie „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ Welle 5 (2011)

Die Auswertungen basieren auf einem Faktoriellen Survey-Modul zur Stellenannahme- und Umzugsbereitschaft im Hinblick auf fiktive Jobangebote. Grundidee ist, dass die Bestimmungsgründe, ein Jobangebot attraktiv zu finden, es ggf. anzunehmen und an einen neuen Arbeitsort umzuziehen bzw. zu pendeln, ermittelt werden sollen. Die Befragten bekamen jeweils fünf Vignetten mit hypothetischen Stellenbeschreibungen vorgestellt. Die Vignetten umfassten neun Dimensionen, die in Tabelle A2 abgebildet und im Methodenbericht des Projekts „Prekäre Beschäftigung und regionale Mobilität“ genauer beschrieben sind (Frodermann et al. 2013). Die zur Auswahl von Vignettendecks verwendete Sampling-Technik eines *D*-effizienten Designs stellt sicher, dass alle Dimensionen untereinander möglichst wenig korreliert sind und zugleich alle Dimensionen eine maximale Varianz ihrer Ausprägungen aufweisen. Beide Aspekte bewirken eine Optimierung des experimentellen Designs: Die Effekte der Dimensionen sind maximal unabhängig voneinander und daher mit größtmöglicher Präzision (statistischer Power) schätzbar (für weitere Details zur Stichprobenbildung siehe ebenfalls: Frodermann et al. 2013).

Tabelle A2: Vignettendimensionen und Ausprägungen in fiktiven Jobangeboten (PASS 2011)

Dimensionen	Ausprägungen			Total
	1	2	3	
1 Haushaltsnettoeinkommen ^a	plus 0% bis plus 80%			5
2 Arbeitsumfang ^b	20 Stunden	30 Stunden	40 Stunden	3
3 Adäquanz: Überqualifikation im Hinblick auf die Stelle	keine (Stelle entspricht Qualifikation)	etwas	deutlich	3
4 Innerbetriebliche Aufstiegsmöglichkeiten	keine	wenige	viele	3
5 Beschäftigungsdauer	unbefristet	befristet auf 1 Jahr	befristet auf 3 Jahre	3
6 Entfernung (einfacher Weg)	1 Stunde	4 Stunden	6 Stunden	3
7 Allgemeine Beschäftigungsmöglichkeiten	schlechter	ähnlich	besser	3
8 Beschäftigungsaussichten für Partner/in ^c	schlechter	ähnlich	besser	3
9 Schwierigkeit, angemessene Wohnung zu finden	sehr einfach	mit etwas Aufwand verbunden	mit großem Aufwand verbunden	3
Σ Vignettenuniversum (5x3x3x3x3x3x3x3)				32.805

Anmerkungen: ^a Insgesamt wurden fünf verschiedene Ausprägungen von 0 bis 80% Einkommenssteigerung verwendet, wobei höhere Einkommen überrepräsentiert wurden. ^b Die Ausprägung 40 Stunden wurde überrepräsentiert. ^c Nur für einen Zufallssplit der Befragten mit Lebenspartner/in im Haushalt. Das Analysesample verwendet nur Personen mit Einblendung dieser Dimension.

In der experimentellen Umsetzung wurden den Befragten in den Vignetten nicht die potenziellen Haushaltsgewinne bei Annahme des Jobangebots als *Prozentangabe* eingeblendet, sondern es wurden konkrete *Euro-Beträge* präsentiert, um die sich das Haushaltseinkommen erhöhen würde, gesetzt den Fall, die Befragten würden das Angebote annehmen. Ein solches Vorgehen war möglich, indem entsprechende Hochrechnungen der vorab im Haushaltsfragebogen erhobenen, aktuellen Nettoeinkommen der Haushalte vorgenommen wurden. Diese berechneten und präsentierten Beträge wurden auf 100 Euro gerundet. Nur bei Befragten mit Verweigerung von Einkommensangaben oder sehr geringem Haushaltseinkommen, bei denen Rundungen starke Unschärfen produziert hätten, wurde alternativ die Prozentangabe eingeblendet. Dies kam im hier verwendeten Sample bei lediglich 1,4 Prozent der Befragten vor. Robustheitsanalysen zeigen, dass die Art der Einblendung die Ergebnisse nicht wesentlich beeinflusst.

Analysestrategie

Die Entscheidung in Sachen eines gemeinsamen Umzugs ist als zweistufiger Prozess zu modellieren, wie schon die Verteilung der abhängigen Variablen „Umzugswahrscheinlichkeit“ verdeutlicht (vgl. Abbildung 2 im Artikel). In der ökonometrischen Literatur werden verschiedene Modelle behandelt, die solche zweistufigen Prozesse abbilden. In knapper Form wird hier das gewählte Hürdenmodell nach Cragg (1971), das sog. Craggit-Modell, dargelegt, wobei für die ökonometrischen Details auf Spezialliteratur zu verweisen ist (Smith 2002; Woolridge 2010). Die zugrundeliegende Situation wird in statistischer Sicht dadurch beschrieben, dass eine binäre Variable s darüber entscheidet, ob die (eigentliche) abhängige Variable y null ist oder positive Werte annimmt. Damit ergibt sich y als:

$$(1) \quad y = s w^*$$

wobei w^* eine latente Variable mit positivem Wertebereich darstellt (Woolridge 2010). Zugleich wird angenommen, dass s und w^* voneinander *unabhängige* Funktionen der beobachtbaren Kovariaten x sind. Cragg (1971) nimmt in seinem Modell außerdem an, dass die Verteilung von s einem Probit-Modell folgt:

$$(2) \quad P(s=1|x) = \Phi(x\gamma) \text{ (lies: Wahrscheinlichkeit für } s=1 \text{ gegeben } x)$$

Φ ist die kumulierte Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung, γ der Koeffizient für die Kovariaten, welche in das Probitmodell aufgenommen werden. Der zweite Teil des Prozesses wird bei Cragg durch ein abgeschnittenes Normalverteilungsmodell für w^* beschrieben. „Abgeschnitten“ sind dabei negative Werte. Der Fehlerterm u ist normalverteilt mit der unteren Grenze $-x\beta$, wobei x wieder die Kovariaten umfasst und β die Regressionskoeffizienten des unterstellten linearen Modells (vgl.

(3)). Bei der Schätzung solcher Modelle mit Trunkierung muss ein weiterer Parameter σ berücksichtigt werden, welcher die Varianz des Fehlerterms u abbildet.

$$(3) \quad w^* = x\beta + u$$

Unter der Annahme der Unabhängigkeit von s und w^* kann die Wahrscheinlichkeitsdichte $f(y/x)$ dann als Multiplikation beider Modellteile, also des Probitmodells und der abgeschnittenen Normalverteilungsregression, formuliert werden (für Details: Woolridge 2010). Der Erwartungswert für y konditional der Kovariaten x ergibt sich als:

$$(4) \quad E(y|x) = \Phi(x\gamma) [x\beta + \sigma\lambda(x\beta/\sigma)]$$

Dabei stellt „lambda“ (λ) die inverse Mills-Ratio dar, also das Verhältnis der Wahrscheinlichkeitsdichte ϕ zur kumulierten Verteilungsfunktion Φ . Geschätzt werden jeweils die Koeffizienten beider Modellteile und die sich daraus ergebenden AME (Average Marginal Effects, Burke 2009).

Die Analyse der Vignettendimensionen bringt in statistischer Hinsicht eine weitere Besonderheit mit sich. Da alle Befragten in der Regel fünf Vignetten bewertet haben, sind die Urteile nicht unabhängig voneinander. Dies führt zu Autokorrelationen und Heteroskedastizität der Fehlerterme in Regressionsmodellen (z. B. Wooldridge 2010). Dieser Annahmeverletzung wird hier durch den Einsatz von geclusterten Standardfehlern (Huber-White-Verfahren, Rogers 1993) begegnet, die eine korrekte Schätzung der Standardfehler und Signifikanzniveaus erlauben. Geprüft wurde auch, ob ein Einbezug der Paarebene erforderlich ist. Lediglich bei etwa einem Drittel der Befragten ging der Partner ebenfalls in den Datensatz ein. Um zu testen, ob daraus resultierende Abhängigkeiten von Beobachtungen zu Verzerrungen führen, wurde die erste Entscheidungsstufe alternativ auch einmal mit einem Zwei- und Dreiebenenmodell (Ebenen: Vignetten, Personen, und als dritte Ebene dann noch Paare) geschätzt (Random-Effects-Modelle). Da die Ergebnisse nur marginal von den hier gezeigten Modellen mit geclusterten Standardfehlern abweichen, werden die stabiler zu schätzenden Modelle bevorzugt. Da primär Hypothesentestungen und keine Deskriptionen interessieren, wird auf Gewichtungen der Daten verzichtet.

Grafiken und Ergebnisse

Aus Platzgründen und zur verbesserten Lesbarkeit werden im Text des Artikels lediglich Regressionstabellen mit den zentralen Variablen abgebildet. Im Folgenden wird das komplette Gesamtmodell mit allen Kontrollvariablen aufgeführt.

Tabelle A3: Craggit-Modell, abhängige Variable „gemeinsame Umzugsbereitschaft“^a
(Koeffizienten bzw. AMEs; in Klammern geclusterte Standardfehler)^a

Vignettenvariablen	Grundmodell Craggit		
	Stufe 1	Stufe 2	AME
Prozentualer Gewinn HH-Einkommen [10%]	0,0589*** (0,00884)	0,310*** (0,0703)	0,166*** (0,0228)
Arbeitszeit (Ref.: 20 Stunden)			
30 Stunden		-0,616 (0,409)	-0,145 (0,102)
40 Stunden		-0,806** (0,386)	-0,190* (0,0961)
Überqualifizierung für Stelle (Ref.: keine)			
Etwas		-0,162 (0,309)	-0,0381 (0,0703)
Deutlich		0,167 (0,312)	0,0394 (0,0716)
Aufstiegsmöglichkeiten (Ref.: keine)			
Wenige		-0,447 (0,313)	-0,106 (0,0691)
Viele		0,134 (0,302)	0,0315 (0,0705)
Beschäftigungsdauer (Ref.: unbefristet)			
Befristung auf 3 Jahre	-0,141*** (0,0507)	-0,842*** (0,303)	-0,421*** (0,0979)
Befristung auf 1 Jahr	-0,324*** (0,0513)	-2,070*** (0,348)	-1,001*** (0,101)
Entfernung (Ref.: 1 Stunde)			
4 Stunden	-0,132*** (0,0504)	-0,225 (0,319)	-0,261* (0,120)
6 Stunden	-0,182*** (0,0551)	-0,210 (0,342)	-0,337** (0,122)
Allg. Beschäftigungsaus. (Ref.: schlechter)			
Ähnlich		0,725** (0,316)	0,171* (0,0770)
Besser		0,873*** (0,302)	0,206** (0,0726)
Schwierigkeiten, Wohnung zu finden (Ref.: einfach)			
Etwas Aufwand		-0,270 (0,283)	-0,0638 (0,0562)
Großer Aufwand		-0,995*** (0,306)	-0,235** (0,0762)
Beschäftigungsaus. Partner (Ref.: schlechter)			
Ähnlich	0,113* (0,0482)	1,180** (0,349)	0,457*** (0,124)
Besser	0,191*** (0,0457)	1,668*** (0,320)	0,696*** (0,101)
Befragtenmerkmale			
Weibliche Befragte	-0,114+ (0,0679)	0,0315 (0,417)	-0,173 (0,138)
Alter (Jahre)	-0,0194*** (0,00366)	-0,0323 (0,0237)	-0,0383*** (0,00756)
Berufliche Bildung: (Ref.: keine, Anlernberuf)			

Lehre, Berufsfachschule		-0,114 (0,528)	-0,0270 (0,116)
Meister, Berufsakademie, FH		-1,522* (0,799)	-0,359+ (0,199)
Hochschulabschluss		-0,0408 (0,877)	-0,00964 (0,213)
Wohnortverbundenheit (Skala 1=gering bis 5 = stark)	-0,113*** (0,0314)	-0,843*** (0,174)	-0,377*** (0,0646)
Haushaltsmerkmale			
Ehe (1=ja)	-0,0123 (0,0843)	1,376** (0,494)	0,305** (0,180)
Log. Haushaltseinkommen, OECD gewichtet	0,156** (0,0742)	1,464** (0,620)	0,591*** (0,193)
Kind unter 6 Jahren im HH		-0,250 (0,489)	-0,0590 (0,127)
Kind zwischen 6 und 16 Jahren im HH		0,282 (0,420)	0,0666 (0,0912)
Pflegebedürftige Person im HH		-1,314* (0,741)	-0,310+ (0,184)
Wohneigentum (1=ja)	-0,373*** (0,0831)	-2,319*** (0,576)	-1,137*** (0,189)
Erwerbskonstellation (Ref.: beide arbeiten nicht)			
Befragte/r arbeitet, Partner/in nicht		-1,291* (0,599)	-0,305** (0,156)
Partner/in arbeitet, Befragte/r nicht		-3,040** (0,929)	-0,718*** (0,242)
Beide arbeiten		-2,570*** (0,693)	-0,607*** (0,172)
Ostdeutschland (1=ja)		-0,276 (0,520)	-0,0651 (0,124)
Region (Ref.: Land)			
20.000 bis < 500.000 EW		1,176 (0,726)	0,278 (0,185)
Metropolen ab 500.000 EW		0,353 (0,681)	0,0833 (0,170)
Konstante	0,138 (0,527)	-3,113 (4,214)	
σ^b		4,074***	(0,131)
N (Vignetten) / N (Personen)		4.458 / 902	

Anmerkungen: ^a Bei Stufe 1 handelt es sich um die Koeffizienten eines Probit-Modells zur Erwägung eines Umzugs ja/nein ($y = 0$ versus $y > 0$), bei Stufe 2 um die Koeffizienten einer trunkierten Regression für $y > 0$. Bei den AMEs handelt es sich um die Average Marginal Effects beider Stufen gemeinsam. ^b σ ist die geschätzte Fehlervarianz des Probit-Modells.
*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

Alle weiteren, auf Regressionsanalysen aufbauenden Hypothesentests wurden grafisch auf Grundlage der berechneten AMEs mit 90%-Konfidenzintervallen dargestellt (Abbildungen 3a bis 5b im Text). Nachfolgend finden sich die entsprechenden Abbildungen mit 95%-Konfidenzintervallen (A2a bis A4b). Die den Abbildungen zugrunde liegenden Regressionstabellen sind überaus umfangreich. Für jede Schätzung sind die Probitmodelle, die trunkierten linearen Modelle sowie die gemeinsamen AMEs (alle Koeffizienten jeweils mit ihren Standardfehlern) aufzuführen. Die mit den Abbildungen korrespondierenden Tabellen können auf Wunsch bei den Autor/innen angefordert werden.

Abbildungen A2a bis A4b:

Average Marginal Effects mit 95% Konfidenzintervallen

Abb. A2a: AMEs für „Berufsaussichten des Partners: besser“ mit 95% KI, nach Haushaltsgewinn

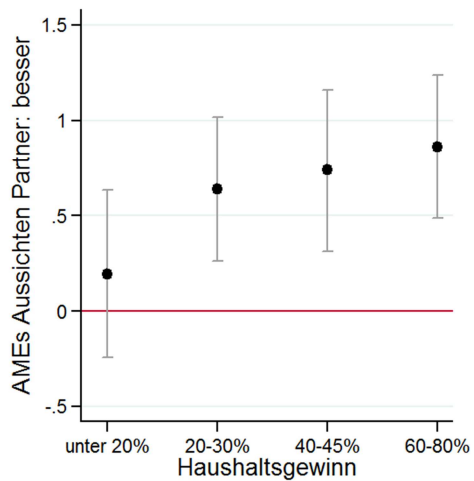


Abb. A2b: AMEs für „Berufsaussichten des Partners: besser“ mit 95% KI, nach Ehestatus

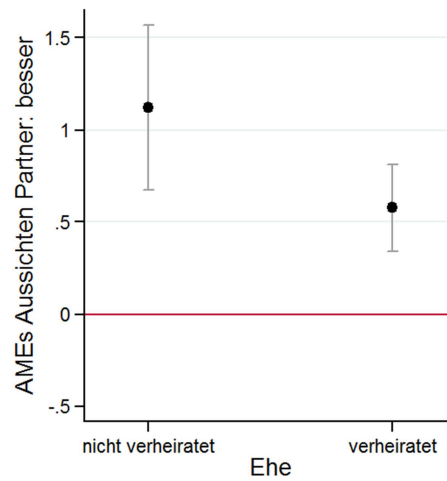


Abb. A3a: AMEs für „Geschlecht: weibliche Befragte“ mit 95% KI, nach Rolleneinstellung

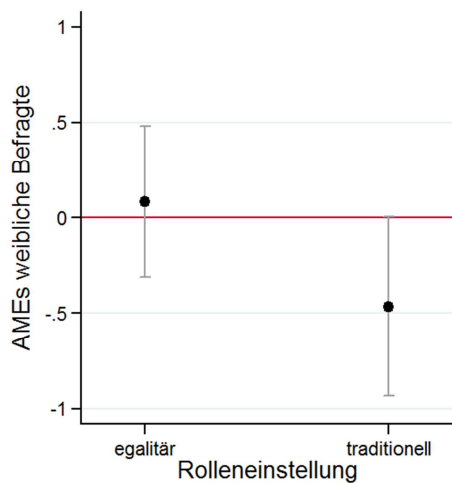


Abb. A3b: AMEs für „Berufsaussichten des Partners: besser“ mit 95% KI, nach Rolleneinstellung und Geschlecht

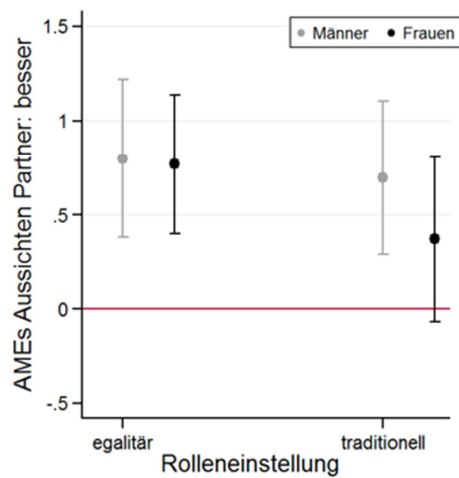


Abb. A4a: AMEs für „Interaktionseffekt traditionelle Rolleneinstellung X weibliche Befragte“ mit 95% KI, nach Haushaltseinkommen

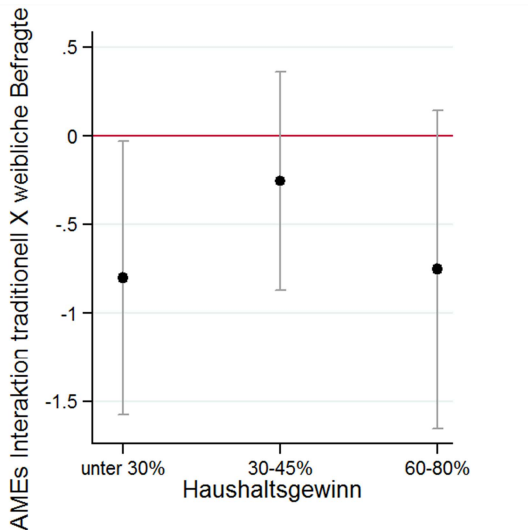
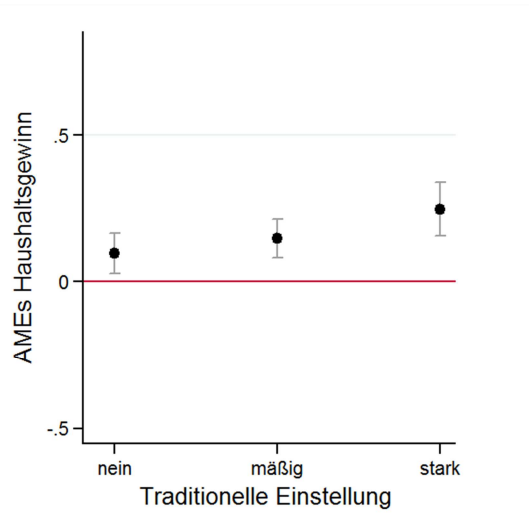


Abb. A4b: AMEs für „Gewinn Haushaltseinkommen“ mit 95% KI, nach Rolleneinstellung



Anmerkung: Schätzungen mit geclusterten Standardfehlern. Die Befragten wurden in Abbildung A4b nach den Terzilen des Rollenindex gruppiert.

Literatur

- Frodermann, Corinna, Katrin Auspurg, Thomas Hinz, Sebastian Bähr, Martin Abraham, Stefanie Gundert, und Arne Bethmann. 2013. Das Faktorielle Survey-Modul zur Stellenannahmefähigkeit im PASS. 5. Erhebungswelle (2011). *FDZ-Methodenreport* 05/2013. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).
- Burke, William J. 2009. Fitting and Interpreting Cragg's Tobit Alternative Using Stata. *The Stata Journal* 9:584-592.
- Cragg, John G. 1971. Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods. *Econometrica* 39:829-844.
- Krampen, Günter. 1979. Eine Skala zur Messung der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung (GRO-Skala). *Zeitschrift für Soziologie* 8:254.
- Rogers, William. 1993. Regression Standard Errors in Clustered Samples. *Stata Technical Bulletin* 3: 19-23.
- Smith, Murray D. 2002. On Specifying Double-Hurdle Models. In *Handbook of Applied Econometrics and Statistical Inference*, Hrsg. Aman Ullah, Wan, Alan T.K. und Chaturvedi, Anoop, 535-552. New York, N.Y: Marcel Dekker.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge. MIT Press.