

Nico Sonntag* und Mark Lutter**

Wer profitiert vom Meisterzwang?

Die Reform der Handwerksordnung als natürliches Experiment
zur Prüfung der Theorie beruflicher Schließung***

Zusammenfassung: Das Beispiel der 2004 erfolgten Reform der deutschen Handwerksordnung und des Wegfalls des sog. „Meisterzwangs“ in etwa der Hälfte aller Handwerke bietet die seltene Möglichkeit, die Auswirkungen beruflicher Schließung durch ein natürliches Experiment zu untersuchen und die Voraussagen der Theorie einem strikten Kausaltest zu unterziehen. Auf Basis von Mikrozensus-Daten zu den Jahren vor und nach Reform (2002-2007) untersuchen wir die Wirkung beruflicher Schließung auf das Einkommen von selbstständigen und angestellten Handwerkern. Im Gegensatz zu vergleichbaren früheren Studien finden wir im Ergebnis keine durch die Reform verursachten Einkommensunterschiede zwischen Selbstständigen in zulassungsfreien und zulassungspflichtigen Handwerken. Das Einkommen selbstständiger Handwerker scheint nicht stärker durch die Reform negativ beeinflusst worden zu sein als das angestellter Handwerker. Insgesamt sind die Reformauswirkungen sehr klein und schwer nachweisbar. Angestellte Handwerker mit niedriger Qualifikation profitieren leicht, während sich das Einkommen hochqualifizierter Handwerker schlechter zu entwickeln scheint. Diese Befunde sind jedoch nicht robust gegenüber dem Ausschluss spezieller Teilgruppen. Der Artikel schließt mit einer Diskussion der theoretischen und empirischen Voraussetzungen, um aus der Handwerksreform etwas über die Mechanismen beruflicher Schließung zu lernen.

Stichworte: Soziale Ungleichheit; Arbeitsmarkt; Handwerk; Berufliche Schließung; Lizenzierung; Deregulierung; Natürliches Experiment

* Nico Sonntag, Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung, Paulstr. 3, 50676 Köln, E-Mail: sonntag@mpifg.de.

** Prof. Dr. Mark Lutter, Bergische Universität Wuppertal, Fakultät für Human- und Sozialwissenschaften, Gaußstr. 20, 42119 Wuppertal, E-Mail: lutter@uni-wuppertal.de.

*** Danksagungen: Für hilfreiche Anmerkungen bedanken uns bei Dave Balzer, Frauke Kreuter, den Teilnehmern des Workshops der Forschungsinitiative „Berufe und soziale Ungleichheit“ 2016 in Nürnberg, den Teilnehmern der Veranstaltung „Prozesse sozialer Schließung: Theorie, Modell, Experiment“ der Sektion Modellbildung und Simulation auf der DGS-Tagung 2016 in Bamberg sowie zwei anonymen Gutachtern. Thijs Bol und Andreas Damelang danken wir für Auskünfte über ihr Vorgehen und die Weitergabe ihrer Dofiles.

Cui bono?

The reform of the German trade and craft code as a natural experiment to test occupational closure theory

Abstract: The 2004 amendment of the German trade and craft code is a rare opportunity to study the causal effects of occupational closure via a natural experiment. Restrictions on self-employment were removed in about half of the occupations. By using multiple years of micro-level census data (the German “Mikrozensus”) collected before and after the reform (2002-2007), we study the effects of occupational closure, or more precisely the sudden removal of such restrictions, on the income of employees and self-employed craftsmen. In contrast to similar studies, we do not find large differences in income between self-employed craftsmen in regulated and deregulated occupations that were likely caused by the reform. It seems that the reform affected the income of self-employed and employed craftsmen equally. The overall reform effects, however, are very small and hardly detectable. Some findings indicate small income gains for craftsmen without vocational training and income losses for highly skilled craftsmen, both caused by deregulation. However, these findings are very sensitive to changes in the sample composition. In the concluding section we discuss the theoretical and empirical conditions that will allow us to learn about the mechanisms of occupational closure from the trade and craft code reform.

Keywords: Inequality; Labor Markets; Skilled Trades; Occupational Closure; Licensing; Deregulation; Natural Experiment

1 Einleitung

Die Frage nach den Ursachen der sozialen Ungleichheit, insbesondere der wirtschaftlichen Ungleichheit, ist eine „soziologische Schlüsselfrage“ (Berger 2009). Ein einflussreicher soziologischer Ansatz versucht, Ungleichheit durch die Abweichung von perfekten Wettbewerbsmärkten zu erklären (Berger 2014, Weeden/Grusky 2014), denn „[e]in wirklich vollständiger Wettbewerb würde alle Strukturen einebnen und nur noch Individuen übriglassen, die sich allenfalls durch die unterschiedliche Ausstattung mit Eigentumstiteln unterscheiden“ (Berger 2014: 12). Strukturelle Abweichungen von der vollständigen Konkurrenz hingegen ermöglichen Marktakteuren, ökonomische Renten zu generieren. Unter Renten verstehen wir dabei im Anschluss an Sørensen „returns on assets that are in fixed supply because single owners of the asset to the market control the supply of those assets so that the supply will not respond to an increase in price“ (2000: 1525). Hypothetische vollständige Wettbewerbsmärkte als analytischer Bezugspunkt erlauben nicht nur, strukturelle Einflüsse auf Einkommensunterschiede zu systematisieren, indem die

Annahmen des neoklassischen Standardmodells nacheinander fallengelassen werden, sondern können unter Umständen auch Lösungsansätze vorzeichnen, wie Weeden und Grusky (2014: 474) ausführen: „We can take on poverty and inequality by repairing non-competitive labor and capital markets and thereby reducing the inequality that such failed markets generate“. Das entspricht dem Grundgedanken der Sozialen Marktwirtschaft, Wirtschaftsakteure durch gute Wettbewerbspolitik ihrer Marktmacht zu berauben (Erhard 1957).

Arbeitsmärkte sind für die Erklärung von Einkommensungleichheit von zentraler Bedeutung. Der Zugang zu Teilarbeitsmärkten kann eher offen oder geschlossen, d.h. an bestimmte Voraussetzungen geknüpft sein. In Anlehnung an Max Webers Konzept der sozialen Schließung (Weber 1972) postuliert die Theorie *beruflicher Schließung*, dass Berufsgruppen, etwa durch Verbände, bewusst nach der Errichtung von Eintrittshindernissen streben, um das Einkommen und die Beschäftigungssicherheit der Positionsinhaber gegen neue Wettbewerber von außen abzusichern (Weeden 2002).

Eine gängige Schließungsmethode, die außer in der Soziologie auch in den Wirtschaftswissenschaften thematisiert wird, ist die Lizenzierung von Berufen (Kleiner 2000). Zumeist ist der Lizenziererwerb an Qualifikationsnachweise gebunden oder es besteht nur ein gewisses Kontingent zu vergebenden Lizenzen. Letzteres ist in Deutschland allerdings nur selten der Fall, in den Handwerken etwa bei den Schornsteinfegern (Haupt 2014: 112 f.). Durch die rechtlichen Hürden einer Lizenzierung kann das Arbeitskräfteangebot weniger flexibel auf die Nachfrage reagieren als bei freiem Marktzugang. Darüber hinaus „kanalisieren“ Lizenzen mitunter die Nachfrage, indem rechtlich festgelegt wird, dass bestimmte Leistungen nur von den lizenzierten Berufsgruppen erbracht werden dürfen (Weeden 2002). Die Mehrzahl vergleichender Untersuchungen zwischen lizenzierten und unlizenzierten Berufen deutet auf Lohnprämien durch Schließung hin (Kleiner und Kudrle 2000; Weeden 2002; Timmons 2008; Pagliero 2009; Bol & Weeden 2015; White House 2015; Pizzola und Tabarrok 2017). Dieser Konsens ist innerhalb der Soziologie jedoch unlängst durch die sehr umfassende Studie von Redbird (2017) angezweifelt worden.¹ Es besteht somit nach wie vor Forschungsbedarf zur Klärung der Frage, unter welchen Umständen berufliche Schließung die Abschöpfung von Renten ermöglicht.

In Deutschland stellt die Handwerksordnung ein prominentes Beispiel für eine berufliche Regulierung dar, welche zum Teil Eigenschaften einer Lizenz aufweist und in der Vergangenheit wiederholt von Volkswirten kritisiert worden ist (Monopolkommission 1998: 49ff.). Der „große Befähigungs nachweis“ (vulgo „Meisterzwang“ oder „Meisterpflicht“) legt fest, dass nur Personen mit Meisterbrief berech-

1 Ein sehr ausführliches Gespräch mit der Autorin, in dem die Ergebnisse ihrer Untersuchung ausführlich und auch kritisch diskutiert werden, findet sich in einer Episode des Podcasts *econ-talk* (http://www.econtalk.org/archives/2018/03/beth_redbird_on.html).

tigt sind, einen eigenen Handwerksbetrieb zu führen (Habermann 1990). Der Meisterzwang stellt nur eine partielle Schließung dar, weil statt der allgemeinen Berufsausübung lediglich die Selbstständigkeit an eine Erlaubnis gebunden ist. 2004 entfiel durch eine Reform der große Befähigungsnachweis als Voraussetzung in 53 von ehemals insgesamt 94 Vollhandwerkern.

Bol (2014) vergleicht in einer Studie das Einkommen von Handwerkern, in deren Berufen die Selbstständigkeit nur mit Meisterbrief möglich ist, mit dem Einkommen von Handwerkern und anderen Beschäftigten in anerkannten Ausbildungsberufen, in denen der Marktzutritt für neue Unternehmen weniger strikten Auflagen unterliegt. Er findet Hinweise auf eine Einkommensprämie von Selbstständigen in den Berufen mit Meisterzwang und deutet dies im Sinne der beruflichen Schließung als Monopolrente. Das Angebot von Handwerksbetrieben werde künstlich verknapppt, indem die Gründungsberechtigung an den aufwendigen Erwerb einer Lizenz gebunden sei. Bol (2014) untersucht nur querschnittliche Unterschiede für das Jahr 2006. Gleichwohl bietet der Fall der Handwerksordnung durch die 2004 erfolgte Novellierung die seltene Möglichkeit, die Auswirkung der Regulierung durch ein natürliches Experiment zu untersuchen. Wenn die gefundenen Einkommensunterschiede tatsächlich auf die schließende Wirkung des Meisterzwanges zurückzuführen sind, sollten sie sich mithin in den Handwerksberufen, in denen der Meisterzwang entfielt, in den Jahren nach der Reform reduzieren.

Das *erste Ziel* dieser Arbeit ist es, die Untersuchung von Bol (2014) in erweiterter Form zu replizieren und Daten zu den Jahren vor und nach Reform in die Untersuchung miteinzubeziehen. Besser als in vergleichbaren querschnittlichen Designs kann die Wirkung beruflicher Schließung auf das Einkommen von Selbstständigen und Angestellten ursächlich bestimmt werden. Wie Freese und Peterson (2017) unlängst herausgestellt haben, werden wissenschaftliche Arbeiten in der Soziologie nach wie vor sehr selten repliziert, wohingegen entsprechende Bemühungen in anderen Sozialwissenschaften inzwischen einen hohen Stellenwert einnehmen. Zudem stehen die Ergebnisse von Bol nicht vollständig im Einklang mit anderen Untersuchungen, welche die Auswirkungen der Handwerksreform aus ähnlicher theoretischer Perspektive untersuchen (Koch und Nielen 2016; Fredriksen 2017; Damelang et al. 2018). Durch eine Reanalyse der Mikrozensusdaten mit stärker auf Kausalanalyse abzielender Methodik können wir zeigen, dass Bol's ursprüngliche Schlussfolgerungen in einem angemesseneren Forschungsdesign keinen Bestand zu haben scheinen. Die Untersuchung von Reformeffekten macht unsere Auswertung gleichzeitig zu einer Teilreplikation der Arbeit von Damelang et al. (2018). Letztere untersuchen die Wirkung der Reform auf angestellte Handwerker aus einer „rent sharing“-Perspektive, welche im Gegensatz zu Bol auch Einkommensprämien für abhängig beschäftigte Handwerker erwartet.

Das *zweite Ziel* ist über eine bloß replikative Fragestellung hinauszugehen und die theoretische Perspektive der beiden genannten Untersuchungen zu vergleichen und

zu integrieren. Die Integration des Ansatzes von Damelang et al. (2018) mit jenem von Bol (2014) ermöglicht es prinzipiell, die verschiedenen Einflüsse auf das Einkommen von selbstständigen Eigentümern (Arbeitgebern) und Arbeitnehmern gleichzeitig und differenziert zu betrachten und somit die Wirkmechanismen beruflicher Schließung strenger zu prüfen. Die Ergebnisse dieser versuchten Integration sind allerdings nicht eindeutig. Unser Aufsatz schließt mit einem skeptischen Fazit zur Forschung, welche in den Wirkungen der Handwerksreform eine eindeutige Bestätigung der Theorie beruflicher Schließung sieht.

2 Die deutsche Handwerksordnung und ihre Novellierung im Jahre 2004

Die bundesdeutsche Handwerksordnung (HwO) wurde 1953 beschlossen und regelt unter anderem die Lehrlingsausbildung, die Selbstverwaltung des Handwerks in Kammern oder die Berechtigung zur Betriebsgründung und -führung. Die Entstehung der Handwerksordnung belegt, dass ihr ursprünglicher Zweck nicht alleine im Konsumentenschutz bestand, sondern etwa auch in der Sicherung einer bestimmten ständischen Lebensweise und Weltanschauung. Eine Stellungnahme des Zentralverbands des deutschen Handwerks setzte sogar das Wohlergehen des Handwerks mit dem der westlichen Kultur in Verbindung.² Darüber hinaus konnte damals keine allgemeingültige Definition handwerklicher Berufe (etwa in Abgrenzung zu industriellen Berufen) gefunden werden, sodass von Fall zu Fall entschieden wurde, ob ein Beruf als Handwerk zu gelten und mithin Zugangsbeschränkungen zu unterliegen habe (Habermann 1990). Wo verläuft beispielsweise die Grenze zwischen Werkzeugmachern und Maschinenbauern? Warum ist der Bodenleger nur „handwerksähnlich“, während die „Fliesen-, Platten- und Mosaikleger“ als vollwertige Handwerksberufe gelten? Dieses für Beeinflussung durch gut organisierte Berufsinteressen anfällige Vorgehen lässt es plausibel erscheinen, dass eine Teilmopolisierung durch die „Schließung der betreffenden (sozialen und ökonomischen) Chancen gegen Außenstehende“ (Weber 1972: 202) eine Folge der Handwerksordnung war.

Bis zur Reform 2004 unterschied die Handwerksordnung nur zwischen handwerkähnlichen Berufen und Vollhandwerken. In Vollhandwerken galt der „große Befähigungs-nachweis“, welcher es lediglich Handwerkern mit Meisterbrief erlaubte, einen eigenen Handwerksbetrieb zu führen. Alternativ war es in Ausnahmefällen möglich, auch ohne Meisterbrief in die Handwerksrolle eingetragen und somit zur Betriebsführung berechtigt zu werden. Obschon das Bundesverfassungsgericht anmahnte, die Anerkennung von Nichtmeistern großzügig zu handhaben, war die Praxis der Handwerkskammern eher restriktiv (Brenke 2008). Die Anzahl der Handwerks-

2 „Eine Krise des Handwerks wird sich in Europa in eine Krise der Kultur übertragen“ (zitiert nach Habermann 1990: 177).

meister war damit sowohl durch die Zahl an Ausbildungsplätzen als auch die hohen Kosten³ der Ausbildung beschränkt.

Da die Selbstständigkeit in den Vollhandwerken an den Erwerb des Meisterbriefes gebunden war, die Beschäftigung im Handwerk an sich hingegen keine Lizenz zur Voraussetzung hatte, kann man von einer partiellen Marktschließung sprechen. Nach Bol (2014) erwachsen daraus zweierlei Quellen ökonomischer Renten auf Firmenebene. *Monopolrenten* entstehen durch Angebotsbeschränkung und verminderter Wettbewerb, sofern durch die Voraussetzungen der Meisterpflicht weniger Handwerksbetriebe gegründet werden als bei freiem Marktzugang. Die Erschwerisse bei der Betriebsgründung können zudem eine träge, weniger flexible Angebotsausweitung bei erhöhter Nachfrage zur Folge haben. Selbstständige Handwerker können in diesem Fall ihre Marktmacht nutzen, um durch höhere Preise mehr Gewinn zu erwirtschaften. *Ausbeutungsrenten* resultieren aus der verminderten Verhandlungsmacht von Angestellten. Ohne Meisterzwang wäre es ihnen möglich, jederzeit einen eigenen Betrieb zu gründen. Durch die Auflagen der Handwerksordnung entfällt diese Exit-Option für Angestellte ohne Meisterbrief. Das wiederum verschlechtert auch ihre Verhandlungsposition gegenüber Arbeitgebern, welche es letzteren ermöglicht, niedrigere Löhne zu zahlen als bei hypothetischem freiem Marktzugang. Ausbeutungsrenten setzen nicht voraus, dass die Angestellten über keinerlei Verhandlungsmacht verfügen. Durch die fehlende Möglichkeit einer eigenen Gründung entfällt lediglich ein Drohpunkt, wodurch insbesondere die Verhandlungsposition produktiver Angestellter, die eigentlich in der Lage wären, sich selbstständig zu machen, teilweise verschlechtert wird.

2.1 Die Reform der Handwerksordnung

Die Handwerksordnung hatte abgesehen von kleinen Änderungen in ihrer ursprünglichen Form bis 2004 Bestand. Im Zuge der Agenda 2010 sollte der Eintritt in das Handwerksgewerbe erleichtert werden, um Unternehmensgründungen anzuregen. Überdies sollte die „Inlands-Diskriminierung“ vermindert werden; eine Folge der EU-Verträge, welche festlegen, dass EU-Ausländer auch ohne Meistertitel selbstständig sein dürfen, sofern sie in ihrem Heimatland bereits selbstständig gewesen sind (Monopolkommission 1998: 56).

Zunächst sollten alle nicht „gefährgeneigten“ Handwerke zu zulassungsfreien Handwerken erklärt werden. Ausgenommen waren somit von Anfang an z.B. die Gesundheitshandwerke wie Augenoptiker und Zahntechniker, weil bei der Herstellung ihrer Erzeugnisse zum Schutze Dritter besondere Sachkunde erforderlich ist. Letztlich entfiel der Große Befähigungsnachweis als Voraussetzung in 53 von ehemals insgesamt 94 Vollhandwerken, wobei die Systematik dahinter nicht immer

³ „Mit dem Ablegen [der Meisterprüfung] sind Kosten von mehreren 10000 DM und ein durchschnittlicher Zeitaufwand von sieben Jahren verbunden“ (Dietz 2000: 173).

nachvollziehbar ist.⁴ Zu den weiterhin zulassungspflichtigen Handwerken zählen beispielsweise Tischler, Bäcker und Stuckateure. Metall- und Glockengießer, Brauer und Parkettleger hingegen sind zulassungsfrei. Die zulassungsfreien Handwerke sind zusammen mit den handwerksähnlichen Gewerben in der Anlage B der HwO aufgeführt (Bundesgesetzblatt 2003). Anlage A listet die 41 zulassungspflichtigen Gewerbe mit nach wie vor bestehender Meisterpflicht auf. Überdies ist es fortan möglich, sich in 35 dieser 41 zulassungspflichtigen Handwerke unter bestimmten Voraussetzungen als „Altgeselle“ in die Handwerksrolle eintragen zu lassen und mit hin einem Meister gleichgestellt zu werden.

3 Forschungsstand

Rostam-Afschar (2014) findet durch Auswertung der Mikrozensusjahrgänge 2002 bis 2009, dass die Aufhebung des Meisterzwangs eine starke Erhöhung der Unternehmensgründungen im Handwerk zur Folge hatte. Die Wahrscheinlichkeit, selbstständig zu sein, erhöht sich in den zulassungsfreien Handwerken um 40%. Dieser Befund stimmt mit den Erwartungen der Schließungstheorie überein, dass der Entfall der Lizenzierungsvorgabe zu vermehrtem Wettbewerb führen sollte. Runst et al. (2018) versuchen die Ergebnisse von Rostam-Afschar zu replizieren. Sie schließen dabei jene Berufskategorien aus, welche auf Grund der nicht immer trennscharfen Berufsklassifikation einen hohen Anteil an Nicht-Handwerkern enthalten. Im Ergebnis bestätigen sie die Befunde zu den erhöhten Gründungsraten, finden indessen auch Belege für eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, die Selbstständigkeit wieder zu beenden. Letzteres Ergebnis stimmt mit amtlichen Daten aus Unternehmensregistern überein (Koch/Nielen 2016). In einer weiteren Auswertung des Mikrozensus zeigt Runst (2018) zudem, dass sich durch den Entfall der Meisterpflicht der Anteil von im Handwerk Beschäftigten mit Migrationshintergrund erhöht hat. Dieser Befund kann als Hinweis darauf gedeutet werden, dass berufliche Schließung Menschen mit Migrationshintergrund unverhältnismäßig beim Berufseintritt benachteiligt. Eine andere Deutung bestände darin, dass geänderte Beschäftigungsbedingungen diese Berufe für Deutsche weniger attraktiv machen.

Koch und Nielen (2016) gelangen in ihrer umfassenden Studie auf Grundlage des IAB-Betriebspansels zu dem Ergebnis, dass außer der erhöhten Gründungsaktivität die ökonomischen Auswirkungen der Reform insgesamt gering und nicht nachweisbar sind. Sie finden keine Reformeffekte hinsichtlich Gesamtbeschäftigung, Neu-einstellungen und Entlassungen, Löhne, Qualifikationsstrukturen, betrieblicher Umsätze, der Verbreitung atypischer Beschäftigung, Bedeutung der Tarifbindung

⁴ „Von der vorgenommenen Abwägung für die einzelnen, in der Anlage A verbleibenden Handwerksgewerbe fehlt jedoch jede Spur. Es existiert weder eine für die Neubestimmung der Anlage A erforderliche Prüfung noch eine für jedes einzelne Handwerksgewerbe vorgenommene Zuordnung. [...] Dieser Mangel macht die nunmehr gültige Einteilung der Handwerke in die Anlagen A und B1 kaum nachvollziehbar, im Gegenteil erscheint sie im Hinblick auf die für die einzelnen Handwerke wesentlichen Tätigkeiten kaum sachgerecht“ (Buchmann 2007).

und Investitions- und Innovationsverhalten von Handwerksbetrieben. Sie schließen mit dem Fazit, „dass in dieser globalen Betrachtungsweise weder die Befürchtungen der Gegner_innen der Handwerksnovelle noch die prophezeiten positiven Wirkungen ihrer Befürworter_innen eingetreten sind“ (Koch/Nielen 2016: 37). Für die vorliegende Untersuchung interessant sind insbesondere die Nullresultate zu Löhnen und Unternehmensumsätzen, denn die Reform sollte durch den Entfall von Monopol- und Ausbeutungsrenten Einfluss auf die Entlohnung und den Unternehmensumsatz haben.

Mit den Publikationen von Bol (2014) und Damelang et al. (2018) liegen zwei soziologische Untersuchungen vor, welche die Effekte der HwO-Regulierung auf das Einkommen respektive die Löhne von Handwerkern untersuchen. Bol (2014) untersucht anhand einer querschnittlichen Analyse des Mikrozensus 2006 den Zusammenhang zwischen der Tätigkeit in einem zulassungspflichtigen Handwerk und dem Nettoeinkommen von Selbstständigen und Angestellten. Als Vergleichsgruppe nutzt er nicht nur die zulassungsfreien Handwerke, sondern alle anerkannten Ausbildungsberufe. Unter Kontrolle von demographischen Faktoren sowie dem Humankapital auf der Individualebene, dem Frauenanteil sowie beruflichen Fertigkeitsanforderungen auf der Berufsebene finden sich in seinem Mehrebenenmodell keine Nettoeinkommensunterschiede zwischen Angestellten, jedoch eine beträchtliche Einkommensprämie von ca. 12% für Selbstständige in zulassungspflichtigen Handwerken. Bol deutet dies im Sinne der Schließungstheorie als Ergebnis der bereits oben besprochenen Monopol- und Ausbeutungsrenten. Er nimmt somit an, dass sich die erhöhten Unternehmenserträge durch verminderter Wettbewerb im Privateinkommen der selbstständigen Handwerker niederschlagen, nicht jedoch im Einkommen der angestellten Handwerker. Gleichwohl könnten diese Unterschiede auch durch eine Vielzahl von unbeobachteten Merkmalen auf Individual- oder Berufsebene verursacht worden sein, die in Bol's Modellen nicht durch Kovariaten berücksichtigt werden konnten.

Damelang et al. (2018) untersuchen die Auswirkungen der Reform auf den Lohn von Angestellten in reformierten Handwerken. Sie nutzen Paneldaten des SIAB, einer 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, welche verschiedene amtliche Datenquellen kombiniert. Anhand von Fixed-Effects-Modellen schätzen sie einen geringen, wenngleich signifikant negativen Lohneffekt von 0,65% für Vollzeitbeschäftigte. Das entspricht ungefähr einem Einkommensverlust von 13 Euro im Monat und spräche für eine eher geringe Schließungsprämie. Damelang et al. vermuten, dass die sinkenden Unternehmensumsätze in Folge des durch die Reform erhöhten Wettbewerbs auch das Einkommen von Angestellten vermindern sollten, weil die vormals erwirtschafteten Monopolrenten zwischen Betriebsinhaber und Angestellten aufgeteilt wurden („rent sharing“). Diese Hypothese steht im Gegensatz zu Bol, welcher stattdessen die Existenz von Ausbeutungsrenten in regulierten Berufen postuliert und vermutet, dass ausschließlich Selbstständige von der Zulassungspflicht profitieren. In Übereinstimmung mit weiteren

Hypothesen von Damelang et al. sind die Lohneinbußen für ältere und niedrig qualifizierte Arbeitnehmer größer, da jüngere und höher qualifizierte Arbeitnehmer glaubwürdiger mit Selbstständigkeit drohen können und mithin eine bessere Verhandlungsposition aufweisen.

Durch die Nutzung von Paneldaten und Within-Schätzern auf Individualebene ist die Interpretation der gefundenen Unterschiede als Kausaleffekte der Reform bei Damelang et al. (2018) deutlich überzeugender als bei Bol (2014). Obschon sich die Implikationen beider Studien widersprechen, sind sie nicht unmittelbar vergleichbar, weil Bol nicht gezielt Reformauswirkungen untersucht, sondern querschnittliche Unterschiede zwischen Berufen mit und ohne Meisterpflicht. Um die Gründe für die unterschiedlichen Schlussfolgerungen besser herauszuarbeiten, werden wir daher aus Bol's theoretischer Argumentation Vorhersagen über die Reformauswirkungen ableiten und mittels Mikrozensusdaten prüfen. Diese ermöglichen zwar keine Within-Panelanalysen auf Individuenebene, haben nichtsdestoweniger als Datenquelle auch einige Vorteile. So kann die Implikation von Bol's Hypothesen, dass vornehmlich die Einkommensprämien von Selbstständigen durch die Reform entfallen sein sollten, mit Daten zu sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nicht überprüft werden. Der Mikrozensus dagegen enthält eine ausreichende Zahl von angestellten und selbstständigen Handwerkern, sodass heterogene Reformeffekte berechnet werden können.

Ein Ziel der weiteren Untersuchung ist somit, Bol (2014) Interpretation seiner Ergebnisse durch eine Auswertung mehrerer Mikrozensusjahrgänge und der Betrachtung von Reformauswirkungen einer strengerer Prüfung zu unterziehen. Die längsschnittliche Erweiterung seines Untersuchungsdesigns und der Fokus auf Reformauswirkungen ermöglicht zudem einen besseren Vergleich mit Resultaten, die keinerlei Auswirkung auf Unternehmerseite (Koch und Nielen 2016) oder eine leicht negative (Damelang et al. 2018) Auswirkung auf die Entlohnung von Angestellten in zulassungsfreien Berufen nahelegen.

Ein unlängst erschienenes Working Paper (Fredriksen 2017) versucht ähnlich unserem Vorgehen mittels der Mikrozensusdaten aus den Jahrgängen 2000 bis 2010 die Auswirkung der Deregulierung auf das Einkommen von selbstständigen Handwerkern zu bestimmen. Die Ergebnisse werden auch im Hinblick auf die Untersuchung von Bol (2014) diskutiert. Fredriksen findet zwar Hinweise auf seit der Reform vergleichsweise geringere Einkommen in den zulassungsfreien Handwerkern, doch sind die entsprechenden Ergebnisse nicht robust gegenüber dem Ausschluss spezieller Teilgruppen wie der Beschäftigten im Bauhandwerk oder den Fliesenlegern. Sie zieht deshalb ein eher skeptisches Fazit und sieht ihre Untersuchung nicht als eindeutige Bestätigung der Existenz von Monopolrenten. Fredriksen schließt allerdings alle abhängig beschäftigten Handwerker von ihren Analysen aus, sodass es nicht möglich ist zu bestimmen, inwiefern die Mikrozensusdaten Hinweise auf differenzielle Effekte geben. Auch ein schwächerer allgemeiner Effekt,

der Selbstständige und Angestellte gleichermaßen betrifft, ist durch die stark verkleinerte Stichprobe schwerer nachzuweisen.

4 Hypothesen

4.1 Replikation

Bol (2014) erwartet wegen der marktschließenden Wirkung, dass Selbstständige in geschlossenen Handwerken von den Monopol- und Ausbeutungsrenten ihrer Betriebe profitieren und daher ein höheres Einkommen erzielen als Selbstständige in Berufen ohne Meisterzwang. Das Einkommen von Angestellten hingegen solle sich laut Bol nicht unterscheiden, weil deren Beschäftigungssituation nicht direkt von den unterschiedlichen Regulierungen betroffen sei und höhere Erlöse lediglich das Einkommen der selbstständigen Eigentümer erhöhten. Übertragen auf die *Wirkung der Reform*, welche den unterschiedlichen Regulierungsgrad innerhalb der Handwerke herbeiführt, können folgende zwei Teilhypotesen formuliert werden. Wenn die von ihm dokumentierte Einkommensprämie nur auf den Meisterzwang zurückzuführen ist, sollte dessen Entfall in den hernach zulassungsfreien Handwerken das Einkommen von Selbstständigen mindern:

H1 a: Die Reform beeinflusst die Einkommensentwicklung von selbstständigen Handwerkern in zulassungsfreien Berufen, verglichen mit der in zulassungspflichtigen Berufen, negativ.

Da Bol keine Einkommensunterschiede zwischen den Angestellten in zulassungspflichtigen und vergleichbaren offenen Ausbildungsberufen findet, sollten bereits vor der Reform keine Unterschiede bestanden haben:

H1 b: Die Reform hat dabei keinerlei Einfluss auf die durchschnittliche Einkommensentwicklung von angestellten Handwerkern.

Die beiden Hypothesen entsprechen den längsschnittlichen Implikationen von Bol (2014) ursprünglicher Theorie. Sie stellen mithin eine Replikation seiner Untersuchungen mit verbessertem Design da. Diese strengere Prüfung seiner Hypothesen ist nicht zuletzt wünschenswert, weil seine Befunde zu relativ starken Effekten der Zulassungspflicht, wie weiter oben erläutert, im Widerspruch zu Untersuchungen der Handwerksreform stehen. Im Gegensatz zu Damelang et al. (2018) wäre aus seinen Analysen zu schließen, dass das Einkommen angestellter Handwerk nicht sinkt. Aus Kochs und Nielens (2016) Befund, dass Unternehmensumsätze nicht beeinflusst wurden, lässt sich ferner ableiten, dass die Auswirkungen der Reform womöglich nicht stark genug waren, um das Privateinkommen der selbstständigen Unternehmer zu senken. Eine längsschnittliche Betrachtung ermöglicht es festzustellen, inwiefern diese Unterschiede auf Schwächen des Untersuchungsdesigns zurückzuführen sind.

4.2 Erweiterung

Obschon das obige Hypothesenpaar Bols Argumentation entspricht, kann bezweifelt werden, dass sie die Implikationen seiner Annahmen bereits ausschöpfen. Weil „Ausbeutungsrenten“ nämlich durch geringere Löhne von Angestellten ermöglicht werden, sollte die Zerstörung der Ausbeutungsrenten durch eine verbesserte Verhandlungsmacht von Angestellten auch mit steigenden Löhnen einhergehen. Insoweit wäre durchaus zu erwarten, dass die Reform nicht nur das Einkommen von Selbstständigen vermindert, sondern auch das von angestellten Handwerkern erhöht. Dann wäre zu fragen, wie sich die Einkommenszugewinne auf die Gruppe der angestellten Handwerker verteilen. Im Geiste der „rent sharing“-Argumentation bei Damelang et al. (2018) könnte man selbst bei Abwesenheit eines Gesamteffektes (wie erwartet, siehe H1 b) heterogene Effekte innerhalb der Angestellten vermuten. Während Angestellte ohne Meisterbrief ihre Verhandlungsposition und dadurch mittelbar ihr Einkommen verbessern, verschlechtert sich durch die Reform die Verhandlungsposition von Meistern. Waren diese zuvor die einzige Gruppe, welche glaubhaft mit der Gründung eines Konkurrenzbetriebes drohen konnte, verlieren sie nun diese privilegierte Stellung. Niedrigqualifizierte Angestellte profitieren somit vom Wegfall der „Ausbeutung“, während angestellte Meister den an sie abgetretenen Anteil der erwirtschafteten Renten verlieren:⁵

H2: Die Reform beeinflusst die Einkommensentwicklung von angestellten Meistern in zulassungsfreien Berufen, verglichen mit der in zulassungspflichtigen Berufen, negativ.

H3: Die Reform beeinflusst die Einkommensentwicklung von angestellten Handwerkern ohne Meisterbrief in zulassungsfreien Berufen, verglichen mit der in zulassungspflichtigen Berufen, positiv.

Diese Vorhersage widerspricht Damelang et al. (2018), welche das Gegenteil, nämlich stärkere negative Auswirkungen auf Niedrigqualifizierte, annehmen und auch empirisch belegen. Sollte die vorliegende Untersuchung dasselbe Muster wie Damelang und Kollegen finden, spräche das gegen die Existenz von Ausbeutungsrenten. Obzwar die vorliegende Analyse beide Rentenformen nicht unmittelbar zu trennen vermag, ermöglichen die mittels plausibler Annahmen gewonnenen Hypothesen

5 Es stellt sich die Frage, inwiefern die Drohung von niedrigqualifizierten Handwerkern, sich selbstständig zu machen, ernstgenommen wird, sodass diese Gruppe in Lohnverhandlungen tatsächlich davon profitieren kann. Obgleich die Selbstständigkeit bei ungelernten Handwerkern oder solchen mit lediglich abgeschlossener Lehre die Ausnahme bleiben mag, kann man nicht ausschließen, dass eine, von niedrigem Stand ausgehende, moderate Erhöhung des Anteils Selbstständiger ausreicht, um durch ihre Sichtbarkeit die Verhandlungsposition besonders produktiver Angestellter zu verbessern. Diese relative Veränderung kann sich dann auch in einer Erhöhung des durchschnittlichen Einkommens niederschlagen.

zur je nach Ausbildungsniveau unterschiedlichen Wirkung so zumindest eine indirekte Existenzprüfung von Ausbeutungsrenten.⁶

Neben der grundsätzlichen Frage, ob Bols (2014) Ergebnisse robust sind, kann diese Untersuchung somit darüber hinaus noch die Existenz der postulierten Ausbeutungsrenten überprüfen. Da die Kombination aus Bols Annahmen mit denen von Damelang et al. (2018) zudem zu anderen Schlussfolgerungen hinsichtlich der qualifikationsspezifischen Wirkung der Reform gelangt als Damelang und Kollegen alleine, ist die Überprüfung der Implikationen auch ein Schritt hin zu einer vereinheitlichten Theorie, wie sich Teilschließung auf die Machtverhältnisse innerhalb der abgeschlossenen Berufe auswirken.

5 Daten und Methoden

Dieser Beitrag verwendet die sechs Jahrgänge des Mikrozensus von 2002 bis einschließlich 2007. Der Mikrozensus ist eine repräsentative, jährliche 1%-Stichprobe der deutschen Haushalte. Es handelt sich dabei um wiederholte Querschnittsbefragungen. Da es zudem eine vom Statistischen Bundesamt durchgeführte amtliche Befragung ist, sind die Antworten zumeist verpflichtende Angaben, weshalb selbst bei sensiblen Themen wie dem Einkommen nahezu keine fehlenden Angaben auftreten.

Für wissenschaftliche Analysen wird ein Scientific-Use-File (SUF) bereitgestellt, welches eine zufällige 70-prozentige Teilstichprobe des jeweiligen originalen Mikrozensusdatensatzes beinhaltet. Das entspricht etwa 490.000 Beobachtungen auf Personenebene pro Jahr.

Das Gesetz zur Änderung der Handwerksordnung trat am 1. Januar 2004 in Kraft, jedoch wurden die Daten des Mikrozensus 2004 am Jahresbeginn erhoben. Somit ist fraglich, ob die Reform bereits Wirkung entfalten konnte. Wir zählen 2004 daher zur Zeitspanne vor der Reform und verfahren damit ebenso wie die bisherige ökonometrische Literatur zur Wirkung der Reform (Rostam-Afschar 2014; Runst et al. 2018). Der Gesamtdatensatz besteht mithin aus drei vor der Reform sowie drei nach der Reform erhobenen Mikrozensus. Wir konzentrieren uns auf den Zeitraum unmittelbar nach der Reform, weil es mit zunehmender zeitlicher Distanz schwieriger wird, den Reformeffekt von anderen Einflüssen zu trennen. Frühere Untersuchungen (Damelang et al., 2018), beträchtliche von Bol (2014) gefundene Einkommensprämie sowie die unmittelbar nach der Reform einsetzende erhöhte Gründungstätigkeit (Rostam-Afschar, 2014; Runst et al., 2018) legen zudem nahe, dass die Veränderungen im betrachteten Zeitraum nachweisbar sein sollten.

6 Bol bemerkt auf Seite 12: "Empirically we will not distinguish monopoly rents from exploitation rents. Instead, our argument for now is that the potential earnings premium that is obtained by the self-employed is a mixture of both rents."

Die Analysestichprobe umfasst zunächst lediglich alle Beschäftigten, die nach Eigenauskunft in Berufen arbeiten, welche vor der Reform als Vollhandwerke den Regularien der HwO-Anlage A unterlagen.⁷ Im Unterschied zu Bol (2014) werden somit keine handwerksähnlichen Berufe oder Ausbildungsberufe in der Industrie betrachtet, weil nur bei ursprünglichen Vollhandwerkern der Meisterzwang überhaupt entfallen konnte. Darüber hinaus wird die Stichprobe auf Personen beschränkt, die sich im Erwerbsalter von 16 bis 67 Jahren befinden, nicht in Ausbildung sind und nicht Zivildienst leisten, und angeben, ihr Einkommen hauptsächlich aus Erwerbsarbeit zu beziehen. Letzteres ist notwendig, weil im Mikrozensus nur eine Angabe für das gesamte Nettomonatseinkommen vorliegt, dessen Zusammensetzung nicht genauer aufgegliedert wird. Zuletzt wurden auch Befragte ausgeschlossen, die zwar angaben, ihr Einkommen hauptsächlich aus Erwerbsarbeit zu beziehen, gleichzeitig aber nach eigener Angabe Sozialleistungen empfangen, welche das unplausibel erscheinen lassen.⁸ Die Analysestichprobe umfasst 121 437 Individuen.

5.1 Abhängige Variable

Die abhängige Variable unserer Untersuchung ist wie bei Bol (2014) das logarithmierte monatliche Nettoeinkommen. Das persönliche Nettoeinkommen wird in 24 Kategorien erhoben. Für unsere Analysen wird diese eigentlich ordinalskalierte Variable als quasi-metrisch behandelt. Hierzu wird jeder Kategorie der Mittelwert ihres Intervalls zugewiesen. So erhalten beispielsweise alle Beobachtungen in der Kategorie „1 100 bis unter 1 300 Euro“ den Wert 1200.

Im Mikrozensus liegt leider keine Angabe zum Bruttoverdienst vor. Das ist problematisch, da eine unterschiedliche Besteuerung, andere Einkommensquellen sowie der Erhalt von Transferzahlungen es womöglich erschweren, auf ökonomische Rente zurückgehende Einkommensprämien zu ermitteln. Der Mikrozensus erfragt den Erhalt von Transferleistungen und das Vorliegen verschiedener Einkommensquellen, jedoch nicht die Höhe dieser. Somit können sie nur als dichotome Kontrollvariablen in die Regressionsmodelle aufgenommen werden, um das Nettoeinkommen von einem durchschnittlichen Einfluss dieser Störgrößen zu bereinigen.

Letztlich bleibt festzuhalten, dass trotz aller mit der abhängigen Variablen verbundenen Probleme eine nach der Reform beobachtbare, ähnlich hohen Einkommensprämie wie bei Bol (2014) von über 10% für Selbstständige in zulassungspflichtigen Handwerken ein ernstzunehmender Hinweis auf Marktschließung wäre.

⁷ Zur Identifizierung der entsprechenden Berufe anhand der Berufsklassen im Mikrozensus siehe auch Abschnitt *Unabhängige Variablen* sowie Runst et al. (2018).

⁸ Bei diesen Leistungen handelt es sich um Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe (bis 2004) sowie (ab 2005) um Arbeitslosengeld I, Arbeitslosengeld II, Grundsicherung und „laufende Hilfe zum Lebensunterhalt und vergleichbare Leistungen“.

5.2 Unabhängige Variable

Die zentrale unabhängige Variable ist die Einteilung in zulassungsfreie und zulassungspflichtige Handwerke. Im den Mikrozensus 2002 bis 2007 wurden Berufe anhand des Schemas Klassifizierung der Berufe 1992 (KldB92) des Bundesinstituts für Berufsbildung kodiert (vgl. Beschreibung des Schemas in Tiemann et al. 2008). Eigentlich wäre die vierstellige KldB92-Kennziffer notwendig, um die Handwerksberufe eindeutig zuzuordnen, jedoch wird diese nicht für alle Berufe erhoben. Die wenigen in der feineren Klassifizierung erhobenen Berufe werden zudem im Scientific-Use-File des Mikrozensus aus Datenschutzgründen auf Dreistellerebene aggregiert. Für die meisten Berufe stellt dies kein Problem dar, weil sie auch als Dreisteller lediglich einen Beruf umfassen (z.B. Bäcker) oder weil sie mit anderen Handwerken derselben Treatmentkategorie zusammengefasst sind (Kraftfahrzeugtechniker und Zweiradmechaniker zu „Kraftfahrzeugtechniker und Zweiradmechaniker“). Bei einigen Berufen ist es leider nicht möglich, ihren Anteil an der dreistelligen Klasse zu bestimmen (Müller z.B. fallen in die Klasse „Sonstige Berufe in der Lebensmittelherstellung“). Runst et al. (2018) nutzen externe Daten des BiBB, um den Anteil der tatsächlich im Handwerk Arbeitenden zu approximieren. Sie berechnen den Anteil der Auszubildenden in den jeweiligen KldB92-Klassen, welche in einem Handwerksbetrieb (im Gegensatz zu Industriebetrieben und dergleichen) ausgebildet werden. Alle Berufsklassen, in denen der Anteil der Ausbildenden in Handwerksbetrieben 60% unterschreitet, werden von ihren Analysen ausgeschlossen. Wir folgen ihrer Methode und nutzen dieselbe Einteilung, welche von Runst et al. (2018) in Tabelle 2 nebst einer genauen Beschreibung der Arbeitsschritte im Anhang ihres Aufsatzes dokumentiert ist. Unser Analysedatensatz enthält 59 verschiedene KldB92-Berufsklassen, die das Kriterium erfüllen.

Bol (2014) nutzt neben den zulassungsfreien Berufen auch die „anerkannten Ausbildungsberufe“ nach Tiemann et al. (2008: 30-37) als Vergleichsgruppe. Wir konzentrieren uns dagegen zum einen auf Berufe, welche ursprünglich reguliert waren, zum anderen stellen wir fest, dass die von Bol miteinbezogenen Berufe, wie auch die Handwerksberufe, nicht ohne externe Validierung trennscharf identifiziert werden können. Bol nutzt alle dreistelligen KldB92-Klassen, in denen mindestens ein anerkannter Ausbildungsberuf enthalten ist. Dieses Vorgehen führt vermutlich dazu, dass die tatsächliche Zusammensetzung seiner Vergleichsgruppe sehr stark von der intendierten und beschriebenen abweicht.⁹

Die dichotome Variable zur Selbstständigkeit wurde mit 1 kodiert, wenn die Person zur Frage nach ihrer Stellung im aktuellen Beruf angab, selbstständig zu sein. Für

⁹ Die schwierige Abgrenzbarkeit der Handwerksberufe ist ein Problem, das sich nicht auf den Mikrozensus beschränkt. Auch Damelang et al. (2018) nutzen bei ihren Analysen des SIAB-Panels die Dreisteller-Klassen der KldB88, ohne die daraus womöglich resultierenden Probleme zu diskutieren.

zusätzliche Analysen wurde zudem unterschieden, ob es sich dabei um eine selbstständige Person mit oder ohne Angestellte handelt.

Weitere Kontrollvariablen sollen mögliche Veränderungen der Gruppenzusammensetzung hinsichtlich Humankapital, Soziodemographie und Jobmerkmalen ausgleichen: der höchste schulische und berufliche Abschluss der Person, ihre (quadrierte) Arbeitserfahrung, Geschlecht, Familienstand, der Erhalt von Transferleistungen¹⁰ und Einkommen aus Nicht-Erwerbstätigkeit¹¹ sowie Angaben zum Arbeitsverhältnis, etwa ob dieses befristet ist oder ob die Person Teilzeit arbeitet und die durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden je Woche. Tabellen 1 und 2 geben Aufschluss über die Kategorien sowie die Verteilung der Variablen. Des Weiteren wird eine Interaktion zwischen Familienstand und Geschlecht berücksichtigt.

Die Arbeitserfahrung einer Person kann nur näherungsweise bestimmt werden, denn es liegen keine Informationen zur vollständigen Erwerbsbiographie vor. Sie wurde daher als zeitliche Differenz zwischen dem Abschluss der beruflichen bzw. (bei Ungelernten) schulischen Ausbildung und dem Erhebungszeitpunkt konstruiert. Für Personen ohne Schulabschluss wurden 16 Jahre von ihrem derzeitigen Alter abgezogen. Angaben zum Jahr des letzten Schulabschlusses und Berufsabschlusses waren in den Jahren 2002 bis 2004 freiwillig, weshalb die Anzahl der fehlenden Werte deutlich höher ist als bei anderen Items. Bei 28,57% der Analysestichprobe konnte dementsprechend keine Variable zur Berufserfahrung gebildet werden, weil das jeweils notwendige Abschlussdatum fehlte. Sofern das Jahr des Berufs- bzw. Schulabschlusses vorliegt, wird von diesem ausgehend die Differenz zum Befragungsjahr gebildet. Sofern es nicht vorliegt, werden die fehlenden Werte der Berufserfahrungsvariable mittels Predictive-Mean-Matching multipel imputiert (Rubin 1987).¹² Insgesamt wurden 40 Datensätze imputiert. Der Mittelwert und

- 10 Bei den Transferzahlungen handelt sich den Bezug von Wohngeld sowie sonstige, nicht weitere differenzierte öffentliche Leistungen. Arbeitslosengelder sowie Sozialhilfe werden nicht miteinbezogen, weil die entsprechenden Fälle, wie weiter oben im Text beschrieben, gelöscht wurden. Pflegegeld wird wegen der geringen Bezugshäufigkeit in der Analysestichprobe (0,14% aller Fälle) nicht berücksichtigt.
- 11 Dazu zählen Einkommen aus eigenem Vermögen und Zinsen, Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung sowie „sonstige private Unterstützungen“. Altenteile und Leistungen aus der Lebensversicherung werden wegen der geringen Fallzahl (je < 0,01% der Fälle im Analysetatensatz) nicht berücksichtigt.
- 12 Hierzu wurden neben der abhängigen Variable und allen im Vollmodell (Modell 3 in Tabelle 3) enthaltenen Kontrollvariablen zusätzlich noch das Alter der Person und die Dauer der Betriebszugehörigkeit als metrische Variable, die Größe der Wohngemeinde, die Region des Wohnortes (West-/Ostdeutschland) die Staatsangehörigkeit (deutsch/nicht deutsch), der Wirtschaftszweig des Betriebes als kategoriale Variablen sowie zahlreiche zusätzliche Interaktionen zwischen den unabhängigen Variablen berücksichtigt. Die Anpassungsgüte des zugrundeliegenden Regressionsmodells ist mit einem R² von 90% hoch. Die Größe des „match set“, aus welchem gezogen wird (Parameter k), wurde auf 5 festgesetzt. Die Imputation wurde in Stata 14 mittels der MI-Routine mi impute pmm durchgeführt (StataCorp 2015).

die Standardabweichung unterscheidet sich zwischen den beobachteten und imputierten Daten nur leicht: durchschnittlich 20,48 Jahre bei den beobachteten Fällen und 20,43 bei den imputierten sowie eine Standardabweichung von 11,84 bei den beobachteten und 11,85 bei den imputierten Daten.

5.3 Analysestrategie

Obgleich es sich bei dem Mikrozensus nicht um ein Panel handelt und das Problem unbeobachteter Heterogenität somit nicht durch die ausschließliche Verwendung von Binnengruppenvarianz auf Personenebene reduziert werden kann, ist es durch die Verwendung von Differenz-von-Differenzen-Modellen möglich, zeitinvariante Effekte auf aggregierter Ebene zu eliminieren (Angrist und Pischke 2008: 169).

Im einfachsten Modell wird die durch die Reform verursachte Veränderung mit folgender Gleichung geschätzt:

$$\ln(Y_{iot}) = \gamma_o + \lambda_t + \delta(d_t \cdot zf_o) + \epsilon_{iot}$$

Die abhängige Variable $\ln(Y_{iot})$ ist das logarithmierte Nettoeinkommen des Individuums i in Berufsklasse o im Beobachtungsjahr t . γ_o sind Fixed-Effects auf Berufsebene, λ_t steht für die zeitlichen Fixed-Effects der sechs Beobachtungszeitpunkte, ϵ_{iot} für die Residuen und der Regressionskoeffizient δ ist der geschätzte Reformeffekt. Die dazugehörige dichotome Variable nimmt den Wert 1 an, wenn die Person sowohl zu einem Zeitpunkt nach der Reform beobachtet wurde ($d_t = 1$) als auch einer fortan zulassungsfreien Berufsgruppe angehört ($zf_o = 1$). Der geschätzte Reformeffekt sollte als *average treatment effect on the treated* (ATT) behandelt werden (Gangl 2010), d.h. es ist unklar, ob sich die Reform in derselben Weise auf die Kontrollgruppe der zulassungspflichtigen Handwerke ausgewirkt hätte.¹³ Um zu überprüfen, ob sich die Reform auf Selbstständige und Angestellte unterschiedlich auswirkt, wird das Modell in einem zweiten Schritt erweitert:

$$\ln(Y_{iots}) = \gamma_{os} + \lambda_{ts} + \delta_1(d_t \cdot zf_o) + \delta_2(d_t \cdot zf_o \cdot S_i) + \beta x + \epsilon_{iots}$$

γ_{os} enthält nun zwei Fixed-Effects je Berufsgruppe: einen für Angestellte sowie einen für Selbstständige. Desgleichen variieren die zeitlichen Fixed-Effects für Angestellte und Selbstständige (λ_{ts}). δ_1 schätzt den Haupteffekt der Reform, δ_2 den Interaktionseffekt für selbstständige Handwerker. Um das Hypothesenpaar 1 a und 1 b nicht zu falsifizieren, sollte der Koeffizient δ_1 statistisch nicht von Null

13 Wenn die Modelle etwa einen Reformeffekt von 5% schätzen, könnte man daher nur unter Hinzunahme weiterer Annahmen behaupten, der Meisterzwang bewirke in den nach wie vor zulassungspflichtigen Handwerken eine Einkommensprämie in dieser Höhe. Eine angemessene Deutung wäre, dass die Reform ökonomische Renten in Höhe von 5% in den zulassungsfreien Handwerken zerstört habe und der Meisterzwang somit vorher in der Treatmentgruppe eine Prämie derselben Höhe zur Folge hatte. Die Einkommensprämie in den zulassungspflichtigen Handwerken könnte höher oder niedriger sein. Die Common-Trends-Annahme über die Kontrollgruppe besagt lediglich, dass sich die Einkommensprämie in Abwesenheit der Reform gleich entwickelt hätte.

unterscheidbar sein, δ_2 sowie der kombinierte Effekt $\delta_1 + \delta_2$ indessen negativ und signifikant verschieden von Null.

Weil es sich bei dem Analysedatensatz um mehrere zusammengefasste Querschnittsdatensätze handelt, muss bei der Auswertung überdies berücksichtigt werden, dass allfällige Unterschiede im durchschnittlichen Einkommen der Untergruppen eine Folge veränderter Gruppenzusammensetzungen sein könnten. So wäre es denkbar, dass nach der Reform selbstständige Handwerker in zulassungsfreien Handwerken zwar im Mittel weniger verdienten als in zulassungspflichtigen Handwerken, dies jedoch vollständig durch eine nunmehr durchschnittlich geringere Humankapitalausstattung erklärt werden könnte. Selbst wenn es sich dabei um eine Reformauswirkung handelte, wäre dieser beobachtete Effekt nicht durch eine Verminderung ökonomischer Renten verursacht und mithin für unsere theoretischen Überlegungen irrelevant. Dessenwegen werden zahlreiche Bildungs- und Beschäftigungscharakteristika der Personen als Kontrollvariablen (βx) in die Regressionen aufgenommen, um die Verzerrung durch theoretisch uninteressante Kompositionseffekte zu minimieren.

Die Standardfehler der Regression sind auf der Ebene der 59 Berufsklassen geclustert. Standardfehler von Differenz-von-Differenzen-Modellen können durch Autokorrelation nach unten verzerrt sein. Clusterrobuste Standardfehler sind lediglich asymptotisch unverzerrt und daher bei zu geringer Gruppenzahl ein inadäquates Mittel. Simulationsstudien zeigen indessen, dass die vorhanden 59 Gruppen bereits ausreichen sein sollten (Bertrand et al. 2004). In den Analysen, welche die multipel imputierten Werte nutzen, korrigiert die Stata-Routine die Standardfehler ferner nach den Regeln von Rubin (1987).

Tabelle 1: Ausprägungen und Werteverteilung kategorialer Variablen

Variable	Ausprägung	Vor Reform		Nach Reform	
		N	%	N	%
Treatment					
	0: Zulassungspflichtig	49778	81,10	47608	79,27
	1: Zulassungsfrei	11599	18,90	12452	20,73
Selbstständigkeit					
	0: Nicht selbstständig	53491	87,15	51233	85,30
	1: Selbstständig	7886	12,85	8827	14,70
Teilzeit					
	0: Vollzeit/Selbstständig	53712	87,51	51118	85,11
	1: Teilzeit	7665	12,49	8942	14,89
Vertrag					
	0: Unbefristet/Selbstständig	50569	82,39	47574	79,21
	1: Befristet	10808	17,61	12486	20,79
Berufsabschluss					
	0: Geselle/Lehre	43010	70,08	41581	69,23
	1: Meister	9138	14,89	8704	14,49
	2: Fachhochschule	832	1,36	710	1,18
	3: Universität	294	0,48	357	0,59
	4: Kein Abschluss	8103	13,20	8708	14,49
Schulabschluss					
	0: Hauptschule	33594	54,73	31072	51,73
	1: Realschule/POS	22770	37,10	23010	2,66
	2: (Fach-)Abitur	3738	6,09	4383	7,30
	3: Kein Abschluss	1275	2,08	1595	2,66
Geschlecht					
	0: Frau	12980	21,15	13591	22,63
	1: Mann	48397	78,85	46469	77,37
Familienstand					
	0: Ledig	23602	38,45	23535	39,19
	1: Verheiratet	37775	61,55	36525	60,81
Bezug von: Wohngeld					
	0: Kein Bezug	60457	98,50	59483	99,04
	1: Bezug	920	1,50	577	0,96
Sonstigen öffentlichen Zahlungen					
	0: Kein Bezug	46790	76,23	45254	75,35
	1: Bezug	14587	23,77	14806	24,65

Variable	Ausprägung	Vor Reform		Nach Reform	
		N	%	N	%
Einkommen aus eigenem Vermögen, Zinsen	0: Kein Bezug	60466	98,52	59141	98,47
	1: Bezug	911	1,48	919	1,53
Einkommen aus Vermietung/Verpachtung	0: Kein Bezug	58474	95,27	57266	95,35
	1: Bezug	2903	4,73	2794	4,65
Sonstiger privater Unterstützung	0: Kein Bezug	61016	99,41	59533	99,12
	1: Bezug	361	0,59	527	0,88
Beobachtungen (N)		61377		60060	

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder; Mikrozensus 2002-2007; eigene Berechnungen.

Tabelle 2: Übersicht metrischer Merkmale

Variable	Vor Reform				Nach Reform			
	Mittelwert	Standard-abw.	Minim.-um	Maxi-mum	Mittelwert	Standard-abw.	Minim.-um	Maxi-mum
Erfahrung (Jahre) ^a	20,21	11,61	0,00	53,00	20,63	11,95	0,00	53,00
Erfahrung ^{2 a}	543,20	511,25	0,00	2809,00	568,30	530,26	0,00	2809,00
Beschäftigungsdauer (Jahre)	10,48	9,80	0,00	54,00	10,66	10,01	0,00	54,00
Arbeitsstunden je Woche	37,99	10,07	1,00	93,50	37,94	10,78	1,00	94,00
Einkommen	1420,39	898,09	75,00	18000,00	1423,43	858,30	75,00	18000,00 ^b
Einkommen (logarithmiert)	7,11	0,58	4,32	9,80	7,11	0,60	4,32	9,80
Beobachtungen (N)	61377				60060			

^a Die Angaben zur (quadrierten) Arbeitserfahrung beziehen sich auf den unimputierten Datensatz mit 29703 gültigen Beobachtungen vor der Reform und 57034 gültigen Beobachtungen nach der Reform.

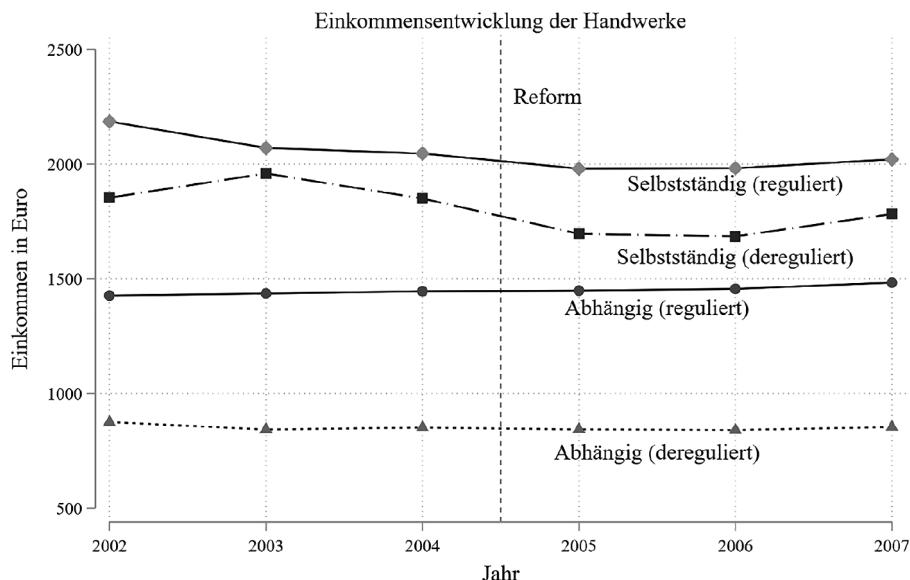
^b Die höchste, nach oben offene Einkommenskategorie „18 000 und mehr Euro“ wurde konservativ mit 18000 kodiert. Die gezeigten Ergebnisse sind robust gegenüber höheren Werten wie 20000 oder 27000. Nur 50 Personen im Analysedatensatz erreichen diesen Maximalwert.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder; Mikrozensus 2002-2007; eigene Berechnungen.

6 Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt die Einkommensentwicklung unterschieden nach zulassungspflichtigen und zulassungsfreien Handwerken sowie nach Selbstständigen und Angestellten. Das Einkommen von Angestellten scheint mehr oder weniger konstant und unbeeinflusst durch die Reform. Sowohl bei den Selbstständigen als auch bei den Angestellten sind die Einkommen in den nach 2004 immer noch zulassungspflichtigen Handwerken bereits vor der Reform deutlich höher als in zulassungsfreien Handwerken. Dieser Unterschied scheint sich bei den Angestellten nicht zu verändern. Das Einkommen von Selbstständigen weist deutliche Schwankungen auf und scheint für beide Gruppen nach der Reform zu fallen, für die Selbstständigen in den zulassungspflichtigen Handwerken sogar erwartungsgemäß stärker. Allerdings beginnt der negative Trend in beiden Gruppen bereits mit der Veränderung zwischen 2003 und 2004. Die visuelle Auswertung der deskriptiven Einkommensentwicklung ergibt somit kein eindeutiges Bild hinsichtlich der Reformwirkung. Die Schwankungen bei den Einkommen von Selbstständigen legen es ferner nahe, die Robustheit der Common-Trends-Annahme weiter unten mittels regressionsanalytischer Methoden genauer zu prüfen (vgl. Modell 10 sowie Anhang A2).

**Abbildung 1: Entwicklung der Nettoeinkommen von im Handwerk Beschäftigten
Dargestellt sind die nominalen, nicht inflationsbereinigten durchschnittlichen Nettoeinkommen**



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder; Mikrozensus 2002-2007; eigene Berechnungen.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Regressionsanalyse. Modell 1 entspricht dem Differenz-von-Differenzen-Modell ohne Kontrollvariablen und ohne heterogene Treatmenteffekte. In diesem Modell entwickelt sich das Nettomonatseinkommen in zulassungsfreien Handwerken nach der Reform um -2,1% schlechter als in zulassungspflichtigen Handwerken. Der Standardfehler ist klein und der Koeffizient mithin hochsignifikant. Modell 2 berücksichtigt mögliche heterogene Reformeffekte und interagiert den DiD-Schätzer mit einem Indikator für Selbstständigkeit. Entgegen der Erwartungen ist der Haupteffekt, welcher die mögliche Wirkung auf das Einkommen von Angestellten schätzt, unverändert negativ und signifikant. Der Interaktionseffekt ist zwar erwartungsgemäß negativ, allerdings kann ob des großen Standardfehlers nicht die Nullhypothese verworfen werden, dass eigentlich keinerlei Gruppenunterschiede vorliegen. Auf Grundlage dieses Modelles müsste man schlussfolgern, dass das Nettoeinkommen von angestellten und selbstständigen Handwerkern im Mittel gleichermaßen von der Reform vermindert wurde. Modell 3 berücksichtigt nun zusätzlich Kontrollvariablen für Individualmerkmale, um die Veränderungen im Durchschnittsnettoeinkommen zu isolieren, welche nicht durch eine veränderte Gruppenzusammensetzung erklärt werden können. Unter Konstanzhaltung dieser Faktoren wechselt der Koeffizient sein Vorzeichen und verliert seine Signifikanz. Die in den Hypothesen 1 a und 1 b festgehaltenen Voraussagen werden somit falsifiziert: Selbstständige sind anscheinend nicht stärker von der Reform betroffen als angestellte Handwerker.¹⁴ Auch unter Hinzunahme der Kontrollvariablen wäre der kombinierte Effekt für Selbstständige zwar negativ ($0,008 - 0,020 = -0,012$), während Angestellte von der Reform sogar profitiert hätten. Allerdings kann man die Befunde wegen der Ungenauigkeit der Schätzung und der sehr geringen Größe der Koeffizienten eigentlich nicht anders als einen Nulleffekt deuten. Die Ergebnisse dieser Analysen legen somit nahe, dass Bols (2014) Befunde durch unbeobachtete Heterogenität verursacht sind. Die längsschnittliche Betrachtung stützt nicht die Hypothese, dass die Nettoeinkommensunterschiede zwischen Selbstständigen in zulassungsfreien und zulassungspflichtigen Handwerken durch den Entfall des Meisterzwanges bedingt seien.¹⁵ Nichtsdestoweniger lohnt sich eine genauere Aufschlüsselung nach Qualifikationsniveaus. Sowohl ein Nulleffekt oder gar positive Reformauswirkungen auf das Einkommen als auch die in Hypothesen 2 und 3 beschriebene Konstellation widersprüchen Damelangs et al. (2018) Schlussfolgerungen.

14 Getrennte Modelle für Selbstständige und Angestellte (nicht gezeigt) ändern nichts an den Ergebnissen. Auch wenn zwischen Selbstständigen mit und ohne Angestellte unterschieden wird, findet sich für keine der beiden Gruppen Hinweise darauf, dass sie signifikant stärker betroffen sind als Angestellte.

15 Eine genauere Betrachtung des Mikrozensus 2006 mit Bols eigenen Methoden zeigt zudem, dass bereits der Ausschluss der nach Runst et al. (2018) nicht trennscharf als handwerklich abzugrenzenden Berufsklassen zu einer deutlichen Reduktion der Einkommensprämie für Selbstständige führt (Ergebnisse nicht gezeigt).

Tabelle 3: Reformauswirkungen auf das logarithmierte Nettomonatseinkommen

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4 (ohne Meister)	Modell 5 (nur Meister)
Reform	-0,021*** (0,007)	-0,023*** (0,006)	0,008 (0,009)	0,011 (0,010)	-0,066* (0,029)
Reform × Selbstständig		-0,021 (0,034)	-0,020 (0,032)	-0,020 (0,044)	0,061 (0,065)
Berufe-FE	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Berufe-FE × Selbstständig		Ja	Ja	Ja	Ja
Zeit-FE	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Zeit-FE × Selbstständig		Ja	Ja	Ja	Ja
Kontrollvariablen			Ja	Ja	Ja
N	121 437	121 437	121 437	103 595	17 842
R ²	0,292	0,330	0,519 ^a	0,545 ^a	0,279 ^a

^a Mittelwert der R² aller 40 MI-Modelle.

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Unstandardisierte Regressionskoeffizienten mit clusterrobusten Standardfehlern in Klammern. Koeffizienten und Standardfehler der Kontrollvariablen sind in der Tabelle A3 im Anhang aufgeführt.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder; Mikrozensus 2002-2007; eigene Berechnungen.

Die nächsten beiden Modelle sind getrennte Regressionen für Handwerker ohne Meisterbrief (Modell 4) und ausschließlich Handwerker mit Meisterbrief (Modell 5). Zunächst zeigt sich in beiden Modellen abermals kein signifikanter Unterschied zwischen angestellten und selbstständigen Handwerkern. Die Voraussage differentieller Effekte lässt sich anhand unserer Ergebnisse wieder nicht bestätigen. Das Muster der Haupteffekte entspricht hingegen grob den Hypothesen 2 und 3: Das Einkommen von niedrigqualifizierten Handwerkern scheint sich in zulassungsfreien Handwerken nach der Reform im Vergleich mit zulassungspflichtigen Handwerken leicht (1,1%), wenngleich insignifikant verbessert zu haben, wohingegen das Einkommen von Meistern in zulassungsfreien Handwerken im Vergleich zur Kontrollgruppe nach der Reform um durchschnittlich -6,6% geringer ist. Letzterer Koeffizient hat auch eine Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5%.

In Tabelle 4 werden die abhängig beschäftigten Handwerker nochmals genauer untersucht. Modell 6 schlüsselt auf, inwiefern der Reformeffekt mit der höchsten beruflichen Ausbildung variiert.¹⁶ Hierzu wurde die Interaktion mit dem Beschäftigungsstatus (Selbstständigkeit) durch eine Interaktion mit dem Ausbildungsab-

16 Um die Übersichtlichkeit zu erhöhen, wurden Personen mit Universitäts- und Fachhochschulabschluss als höchstem Abschluss zu einer Gruppe zusammengefasst. Diese Gruppe ist nicht nur klein (1,81% des Analysedatensatzes), sondern auch von untergeordnetem theoretischen Interesse, weil das für ihre handwerkliche Tätigkeit relevante Humankapitalniveau nicht einzuschätzen ist.

schluss ersetzt.¹⁷ Der Haupteffekt, also die geschätzte Wirkung auf Handwerker mit Gesellenbrief bzw. abgeschlossener Lehre, bleibt positiv, insignifikant und nahezu Null. Auf die Teilgruppe der Handwerker mit Hochschulabschluss scheint sich die Reform gleichfalls nicht auszuwirken. Der negative Effekt auf das Nettoeinkommen von Handwerkern mit Meisterbrief ist im Gegensatz zu Modell 5 nicht mehr signifikant. Das ist zwar auf die unterschiedliche Teilstichprobenzusammensetzung zurückzuführen, stellt jedoch die Robustheit des Befundes in Frage. Für un- und angelernte Handwerker ohne Lehre hingegen zeigt sich eine signifikant positive differentielle Wirkung. Der Gesamteffekt beträgt 5,3% des Nettomonatseinkommens ($p < 0,01$).

Tabelle 4: Reformauswirkungen auf das logarithmierte Nettomonatseinkommen

	Modell 6 (ohne Selbststän- dige)	Modell 7 (ohne Selbststän- dige & nur Beschäfti- gungsbe- ginn vor 2005)	Modell 8 (ohne Selbststän- dige & ohne Gebäu- de- reiniger)	Modell 9 (ohne Selbststän- dige & ohne Teilzeit- Erwerbstä- tige)	Modell 10 (ohne Selbst- ständige & Placebo- form 2002-2005)
Reform (Geselle/Lehre)	0,008 (0,013)	0,007 (0,011)	-0,012 (0,014)	0,007 (0,009)	0,000 (0,008)
Reform × Meister	-0,058 (0,038)	-0,068 (0,035)	-0,026 (0,044)	-0,009 (0,039)	0,017 (0,057)
Reform × Un-/Angelernt	0,045** (0,013)	0,014 (0,014)	0,024 (0,032)	0,009 (0,016)	0,000 (0,015)
Reform × Hochschule	0,015 (0,049)	0,035 (0,042)	0,096 (0,074)	0,118 (0,061)	0,060 (0,063)
Berufe-FE	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Zeit-FE	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Zeit-FE × Berufsabschluss	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
ZF ^b × Berufsabschluss	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
N	104 724	95 804	89 353	89 077	53 491
R ²	0,589 ^a	0,595 ^a	0,415 ^a	0,343 ^a	0,571 ^a

^a Mittelwert der R² aller 40 MI-Modelle.

^b Zulassungsfreie Berufe (= Treatmentgruppe)

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Unstandardisierte Regressionskoeffizienten mit clusterrobusten Standardfehlern in Klammern. Koeffizienten und Standardfehler der Kontrollvariablen sind in der Tabelle A4 im Anhang aufgeführt.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder; Mikrozensus 2002-2007; eigene Berechnungen.

17 Dementsprechend werden auch die Ausbildungsniveaukategorien mit den zeitlichen Fixed-Effects sowie dem Indikator für die Treatmentgruppe (zulassungsfreie Handwerke) interagiert.

Kann dies als Folge gestiegener Verhandlungsmacht gedeutet werden? In unserer Analysestichprobe hat sich der Anteil selbstständiger Handwerker unter den Un- und Angelernten in den zulassungsfreien Berufen von 3,60% in den Jahren vor der Reform auf 5,07% in den Jahren nach der Reform erhöht ($p < 0,001$ im Chi²-Test), während er in der Gruppe der zulassungspflichtigen Berufe konstant geblieben ist: 6,48% vor, 6,73% nach der Reform ($p = 0,65$ im Chi²-Test). Bei den Handwerkern mit abgeschlossener Lehre erhöhte sich der Anteil der Selbstständigen sowohl innerhalb der reformierten Berufe (von 10,85% auf 14,01%; $p < 0,001$) als auch der zulassungspflichtigen Berufe (von 5,37% auf 7,37%; $p < 0,001$). Relativ zum Ausgangsniveau war die Erhöhung bei letzteren sogar stärker. Die Reform könnte folglich die Drohung mit Selbstständigkeit gerade für die am wenigsten Qualifizierten realistischer gemacht und somit ihre Verhandlungssituation verbessert haben.

Diese Deutung wäre eine Teilbestätigung von Hypothese 3 und widerspräche den Ergebnissen von Damelang et al. (2018), die Hinweise auf stärkere reformbedingte Lohnverluste von ungelernten Handwerkern finden. Modell 7 deutet auf eine relevante Teilgruppe hin: Sofern Handwerker aus der Stichprobe ausgeschlossen werden, welche ihre Beschäftigung erst seit 2005 und somit nach der Reform aufgenommen haben, schrumpft der Koeffizient auf weniger als die Hälfte zusammen und verliert seine Signifikanz. Vom Entfall des Meisterzwanges könnten somit vornehmlich niedrigqualifizierte Handwerker profitiert haben, welche ihre aktuelle Stelle erst nach der Reform angetreten haben. Damelang et al. (2018) könnten diese Reformwirkung nur teilweise berücksichtigen, weil der Within-Schätzer nicht die Auswirkungen auf das Einkommen von Personen erfasst, die erst nach der Reform eine Beschäftigung im Handwerk aufgenommen haben. Allerdings ist nicht vollständig auszuschließen, dass sich gerade diese un- und angelernten Arbeitnehmer unserer Stichprobe durch unbeobachtete Merkmale unterscheiden und deshalb ein höheres Einkommen erzielen.

In Modell 8 wurde die größte Berufsgruppe der zulassungsfreien Handwerke, die Gebäudereiniger, welche 65,78% der Treatmentgruppe ausmacht, aus den Analysen ausgeschlossen. Es zeigt sich, dass der positive Koeffizient des Effektes auf das Einkommen von un- und angelernten Handwerkern nicht nur vom Einbezug der seit 2005 Neubeschäftigten, sondern auch von der Berücksichtigung eines bestimmten Handwerks abhängt.

Modell 9 schließt alle Teilzeitbeschäftigen von den Analysen aus. Die Konzentration auf Vollzeitbeschäftigte entspricht dem Vorgehen von Damelang et al. (2018). Auch in diesem Modell verliert der Koeffizient für den Reformeffekt auf das Einkommen von Handwerkern ohne abgeschlossene Lehre seine statistische Signifikanz. Da 46,97% der angestellten Teilzeitbeschäftigten un- und angelernte Handwerkern sind (und 38,55% der angestellten Un- und Angelernten in Teilzeit arbeiten), besteht eine große Schnittmenge zwischen der ausgeschlossenen Teilgruppe und den Niedrigqualifizierten. Das könnte eine mögliche Erklärung für die Unter-

schiede zwischen unseren Ergebnissen und denen von Damelang und Kollegen sein. Gleichwohl deuten die Vorzeichen in Modell 9 nach wie vor in die von uns erwartete Richtung.

Modell 10 stellt einen Versuch der Überprüfung der Common-trends-Annahme dar. Die Stichprobe wurde auf die Zeit vor der Reform beschränkt (2002-2004) und ein Dummy für eine Placeboreform in 2003 erstellt. Sollte der positive Effekt auf eine sich längerfristig entwickelnde Divergenz zwischen Treatment- und Kontrollgruppe zurückzuführen sein, schläge sich das in einem signifikanten Koeffizienten für diese Placeboreform nieder. Es finden sich keine Hinweise auf eine Verletzung der Common-trends-Annahme. Eine weitere Prüfung derselben Annahme findet sich in Anhang A2.

7 Diskussion

Die Ergebnisse unserer Analysen falsifizieren das auf den Annahmen von Bol (2014) beruhende Hypothesenpaar H1 a und H1 b. Das Einkommen selbstständiger Handwerker ist nicht stärker durch die Reform negativ beeinflusst worden als das angestellter Handwerker. Wenn überhaupt finden sich Hinweise darauf, dass die Einkommen beider Gruppen gleichermaßen oder die Selbstständiger sogar in geringerem Maße von der Reform beeinflusst wurden. Es findet sich in einigen Modellen ein leichter durch die Reform verursachte Einkommenszuwachs für Handwerker ohne beruflichen Abschluss in den zulassungsfreien Handwerkern. Gleichzeitig scheint sich das Einkommen von Handwerkern mit Meisterbrief in den zulassungsfreien Handwerken, verglichen mit denen in nach wie vor zulassungspflichtigen Handwerken, nach der Reform schlechter zu entwickeln. Da die gefundenen Effekte indessen nicht in allen Modellen robust sind, zögern wir, die Hypothesen H2 und H3 als bestätigt anzusehen.

Mit Bezug auf bisherige Untersuchungen können wir zunächst festhalten, dass die von Bol (2014) im Mikrozensus 2006 gefundenen Nettoeinkommensunterschiede zwischen selbstständigen Handwerkern in zulassungspflichtigen Berufen und Selbstständigen in anderen Ausbildungsberufen wahrscheinlich nicht durch den Meisterzwang erklärt werden können. Der Gesamteffekt der Reform auf die Nettoeinkommen von Selbstständigen ist zwar in allen Modellen negativ, jedoch deutlich kleiner als bei Bol und wegen der Ungenauigkeit der Schätzung nicht mit hinreichender Gewissheit von Null unterscheidbar. Die Falsifikation dieser Erklärung ist einer der Hauptbeiträge der empirischen Analysen. Um die abweichenden Ergebnisse besser einordnen zu können, zeigt Tabelle 4 summarisch die wichtigsten Merkmale unserer Untersuchung auf und vergleicht sie mit denen von Thijs Bol und Damelang und Kollegen.

Tabelle 5: Zusammenfassung der wichtigsten Unterschiede zwischen der vorliegenden Untersuchung und der von Bol (2014) sowie Damelang et al. (2018).

	Vorliegender Text	Bol (2014)	Damelang et al. (2018)
Datengrundlage	Mikrozensus	Mikrozensus	SJAB
Datenstruktur	Wiederholter Querschnitt	Querschnitt	Paneldaten
Abhängige Variable	Nettomonatseinkommen	Nettomonatseinkommen	Tagesbruttolohn
Design	Differenz-von-Differenzen	Querschnitt-/Mehrebenenanalyse	Fixed-Effects auf Individuenebene
Zeitraum	2002-2007	2006	2000-2008
Vergleichsgruppe (unregulierte Berufe)	Zulassungsfreie Handwerke	Zulassungsfreie Handwerke und anerkannte Ausbildungsbereufe	Zulassungsfreie Handwerke
Zuordnung der Berufe	KldB92-Dreisteller: mit Validierung anhand BIBB-Daten (Runst et al. 2018)	KldB92-Dreisteller: alle Klassen, die Handwerks- oder Ausbildungsbereufe enthalten	KldB88-Dreisteller: alle Klassen, die Handwerksberufe enthalten
Angestellte	Ja	Ja	Ja
Selbstständige	Ja	Ja	Nein
Un-/Angelernte	Ja	Nein	Ja
Vollzeit- und Teilzeiterwerbstätige	Ja	Ja	Nur Vollzeit
Befunde	Meister in zulassungsfreien Handwerken verdienen durch Reform weniger, un-/angelernte Angestellte verdienen mehr	Selbstständige in Berufen ohne Meisterzwang verdienen weniger	Einkommensverlust für Angestellte in zulassungsfreien Berufen, insbesondere für niedriggebildete und ältere Angestellte
Robust bei Ausschluss bestimmter Berufsklassen	Nein	Nein (Vgl. Fußnote 15)	Unbekannt

Warum wirkt sich die Deregulierung nicht in der erwarteten Stärke auf das Einkommen Selbstständiger aus? Zunächst könnte man hinterfragen, inwiefern höhere Unternehmensumsätze, welche die direkte Folge von Monopol- und Ausbeutungsrenten wären, sich im ausreichenden Maße im Privateinkommen von Selbstständigen niederschlagen. Geschäftsführendengehälter etwa können unabhängig von Schwankungen im Firmenumsatz ausgezahlt werden und der Großteil der erzielten Monopolrente könnte in Investitionen fließen oder auf sonstige Weise von den Unternehmen ausgegeben werden. Dasselbe Argument kann auch gegen die Erwartung eingewandt werden, dass Renten mit den Angestellten geteilt werden („rent sharing“), da in allen Fällen wenigstens ein Teil der Rentenerlöte als Einkommensprämie ausgezahlt werden müsste. Dieser Einwand wäre mithin gültig, wenn man die Ergebnisse als Nullresultat deutet. Die allgemeinen Einkommensauswirkungen der Reform sind insgesamt gering und fragil, d.h. stehen und fallen mit der Berücksichtigung sehr spezieller Untergruppen. Das steht im Einklang mit Koch und Nielsen (2016), welche keinen Einfluss auf den durchschnittlichen Lohn von Angestellten sowie den Unternehmensumsatz finden können und mit der obigen Erklärung, wonach sich die Umsatzeinbußen gar nicht direkt auf die Einkommen auswirken konnten.

Wenn man unsere signifikanten heterogenen Treatmenteffekte trotz allem mit der gebotenen Vorsicht deutet, könnte man sie als Evidenz für eine Aufteilung der Renten deuten, indessen unter anderen Vorzeichen als bei Damelang et al. (2018). Während ihre Ergebnisse nahelegen, dass Niedrigqualifizierte auf Grund ihrer geringen Verhandlungsmacht besonders von dem Entfall von „rent sharing“ betroffen sind, sprechen unsere Analysen eher dafür, dass Hochqualifizierte relative Verhandlungsmacht eingebüßt haben und dadurch Niedrigqualifizierten die Erzielung höherer Einkommen ermöglichen. Ohne zusätzliche Daten ist eine endgültige Klärung dieser Widersprüche nicht möglich, zumal die Untersuchungen gänzlich unterschiedliche Datenquellen nutzen (siehe auch Tabelle 4). Insbesondere die Lohninformationen in dem von Damelang et al. genutzten Datensatz sind wesentlich genauer als die kategoriale und auf Selbstauskunft beruhende Erfassung des Nettoeinkommens im Mikrozensus. Für den Mikrozensus kann überdies sowohl auf Grund unserer Modelle als auch denen von Fredriksen (2017) festgestellt werden, dass die Wahl der Untersuchungsstichprobe, wie beispielweise die Berücksichtigung bestimmter Berufskategorien, die Ergebnisse stark beeinflusst. Es ist unklar, inwiefern dies auch ein Problem für die SIAB-Daten sein könnte, in denen ebenfalls nur eine grobe Berufsklassifikation auf aggregierter Ebene (KldB88-Dreisteller) vorliegt.

Als Argument gegen unser gesamtes Vorgehen könnten Zweifel angeführt werden, dass die zulassungsfreien und zulassungspflichtigen Handwerke überhaupt geeignete Vergleichsgruppen darstellen und mithin die Annahmen der Differenz-von-Differenzen-Schätzung erfüllt sind (vgl. auch Fredriksen, 2017). Die Einkommensverläufe in der Zeit vor der Reform sind nicht eindeutig parallel (Abbildung 1). Zwar

können die multivariaten Überprüfungsversuche keinen eindeutigen Trend in der Einkommensdifferenz zwischen den Gruppen feststellen (Anhang A2), jedoch sind zumindest signifikante Veränderungen in der Einkommensdifferenz in der Zeit vor der Reform feststellbar. Wenn diese Annahme nicht erfüllt wäre, weil die beiden Teilgruppen der Handwerksberufe ungeeignete Vergleichsgruppen sind, dann stellte das potentiell ein Problem für alle Untersuchungen dar, welche die Reformauswirkungen mittels eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes erforschen, sofern diese Unvergleichbarkeit nicht auf Besonderheiten des Mikrozensus zurückzuführen ist.

8 Fazit

Zusammenfassend finden wir keine robusten Beweise für eine marktöffnende Wirkung der Handwerksreform, die sich in den Einkommen der Handwerker niedergeschlagen hat. Mithin profitieren auch weder Selbstständige noch Angestellte in den zulassungspflichtigen Berufen in unmittelbar finanzieller Weise vom Meisterzwang. Wie auch die unlängst veröffentlichte Arbeit von Redbird (2017) zeigt dieses Resultat die Notwendigkeit, die Theorie beruflicher Schließung und Lizenzierung genauer zu fassen und ihre Vorhersagen zu präzisieren.

Es ist zu hoffen, dass künftige Untersuchungen in anderen Kontexten es ermöglichen werden, das Zusammenspiel zwischen Zugangsregulierungen und Lohnaushandlungen noch genauer zu beleuchten. In speziellen Fällen wie der Handwerksordnung, in welchen der Markteintritt nicht völlig verschlossen ist, sind die Vorhersagen zur Wirkung nicht eindeutig. Die ursprüngliche Theorie beruflicher Schließung eignet sich am besten zur Erklärung von Lohnprämien in Berufen, in denen die Ausübung grundsätzlich an eine Lizenz gebunden ist. Wie sich eine verminderte Anzahl von Firmen auf die Einkommen der Eigentümer und verschieden qualifizierten Angestellten auswirkt, ist hingegen nicht ausreichend bestimmt.

Der postulierte theoretische Mechanismus verläuft in allen Fällen über erhöhte Unternehmenserlöse, welche entweder vollständig reinvestiert werden, an die selbstständigen Unternehmenseigentümer fließen oder zwischen Eigentümern und Angestellten geteilt werden könnten. Während keinerlei Evidenz dafür vorliegt, dass sich die Privateinkommen von Selbstständigen stärker erhöhen als die der Angestellten, sind die Schätzungen zur differentiellen Wirkung auf Angestellte mit unterschiedlicher Verhandlungsmacht widersprüchlich. Gleichzeitig konnte bislang noch nicht gezeigt werden, dass der erste Erklärungsschritt zutreffend ist und Unternehmensumsätze durch die Reform beeinträchtigt wurden. Theoretisch und empirisch ergibt sich mithin die Notwendigkeit, das Modell genauer zu fassen und als Ganzes zu prüfen. Die Klärung dieser Fragen ist entscheidend für die Beurteilung der Wirkung beruflicher Lizzenzen und ähnlicher Formen der Marktzugangsbeschränkung, weil es letztlich auch darum geht, ob ohnehin verletzliche Personengruppen wie Niedrigqualifizierte durch diese Regulierungen zusätzlich benachteiligt werden. Die Einkommenswirkung ist dabei freilich nur eine Dimension sozialer Ungleichheit.

Selbst wenn die Niedrigqualifizierten, welche tatsächlich in geschlossenen Handwerken beschäftigt sind, durch die Teilung von Monopolrenten profitieren, könnten Zutrittsschranken benachteiligte gesellschaftliche Gruppen, wie etwa Personen mit Migrationshintergrund, überproportional an der Berufsausübung hindern (Runst 2018).

Literatur

- Angrist, Joshua D. und Jörn-Steffen Pischke (2008): *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Berger, Johannes (2009): „Über den Ursprung der Ungleichheit unter den Menschen“. Zur Vergangenheit und Gegenwart einer soziologischen Schlüsselfrage, in: Johannes Berger, *Der diskrete Charme des Marktes*, S. 127–153. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Berger, Johannes (2014): Dringend erforderlich: eine stärker vereinheitlichte soziologische Ungleichheitsforschung. SFB 882 Working Paper 30.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo, und Sendhil Mullainathan, (2004): How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), S. 249–275.
- Bol, Thijs (2014): Economic returns to occupational closure in the German skilled trades. *Social Science Research* 46(0), S. 9–22.
- Bol, Thijs und Kim A. Weeden (2015): Occupational Closure and Wage Inequality in Germany and the United Kingdom. *European Sociological Review* 31(3), S. 354–369.
- Brenke, Karl (2008): Reform der Handwerksordnung: erfolgreich, aber viel zu halbherzig. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 77(1), S. 51–64.
- Buchmann, Stefanie (2007): *Der Meisterzwang vor und nach der Handwerksnovelle 2004 unter besonderer Berücksichtigung des Begriffes der Gefahrgeneigtheit – zugleich Leitlinien für seine zukünftige Reformierung*. Jena: Dissertationsschrift.
- Bundesgesetzblatt (2003): *Drittes Gesetz zur Änderung der Handwerksordnung und anderer handwerksrechtlicher Vorschriften*. Bundesgesetzblatt Jahrgang 2003 Nr. 66.
- Damelang, Andreas, Andreas Haupt und Martin Abraham (2018): Economic consequences of occupational deregulation: Natural experiment in the German crafts. *Acta Sociologica* 61(1), S. 34–49.
- Dietz, Thomas (2000): Braucht der Kunde seinen Meister? Zur Deregulierung des Handwerks. *Wirtschaftsdienst* 80(3), S. 172–175.
- Erhard, Ludwig (1956): *Wohlstand für Alle*. Düsseldorf: Econ-Verlag.
- Freese, Jeremy und David Peterson (2017): Replication in Social Sciences. *Annual Review of Sociology* 43, S. 147–165.
- Fredriksen, Kaja (2017): Do legal restrictions to accessing professions impact incomes? – The German crafts case. Ifh Working Papers No 11.
- Gangl, Markus (2010): Causal Inference in Sociological Research. *Annual Review of Sociology* 36, S. 21–47.
- Habermann, Gerd (1990): Die deutsche Handwerksordnung als Relikt der Gewerbebindung. *Ordo: Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft* 41, S. 173–193.
- Haupt, Andreas (2014): *Lohnungleichheit durch soziale Schließung*. Karlsruhe: Dissertationsschrift.

- Kleiner, Morris M. (2000): Occupational Licensing. *The Journal of Economic Perspectives* 14(4), S. 189–202.
- Kleiner, Morris M. und Robert T. Kudrle (2000): Does Regulation Affect Economic Outcomes? The Case Of Dentistry. *Journal of Law and Economics* 43(2), S. 548–582.
- Koch, Andreas und Sebastian Nielen (2016): Ökonomische Effekte der Liberalisierung der Handwerksordnung von 2004. *WISO Diskurs* 05/2016.
- Monopolkommission (1998): *Marktöffnung umfassend verwirklichen: Hauptgutachten 1996/1997*. Baden-Baden: Nomos.
- Pagliero, Mario (2010): Licensing Exam Difficulty and Entry Salaries in the US Market for Lawyers. *British Journal of Industrial Relations* 48(4), S. 726–739.
- Pizzola, Brandon und Alexander Tabarrok (2017): Occupational licensing causes a wage premium: Evidence from a natural experiment in Colorado's funeral services industry. *International Review of Law and Economics* 50, S. 50–59.
- Redbird, Beth (2017): The New Closed Shop? The Economic and Structural Effects of Occupational Licensure. *American Sociological Review* 82(3), S. 600–624.
- Rostam-Afschar, Davud (2014): Entry regulation and entrepreneurship: a natural experiment in German craftsmanship. *Empirical Economics* 47(3), S. 1067–1101.
- Rubin, Donald B. (1987): *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York: Wiley.
- Runst, Petrik, Jörg Thomä, Katarzyna Haverkamp und Klaus Müller (2018): A replication of 'Entry regulation and entrepreneurship: a natural experiment in German craftsmanship'. *Empirical Economics* (Online first).
- Runst, Petrik (2018): The effect of occupational licensing deregulation on migrants in the German skilled crafts sector. *European Journal of Law and Economics* 45(3), S. 555–589
- Sørenson, Aage B. (2000): Toward a Sounder Basis for Class Analysis. *American Journal of Sociology* 105(6), S. 1523–1558.
- StataCorp (2015): *STATA multiple imputation reference manual*. College Station: STATA press.
- Tiemann, Michael, Hans-Joachim Schade, Robert Helmrich, Anja Hall, Uta Braun und Peter Bott (2008): *Berufsfeld-Definitionen des BIBB auf Basis der KlDB 1992. Zweite Fassung*. Bonn: Bundesinstitut für Berufsbildung.
- Timmons, Edward J. und Robert J. Thornton (2008): The Effects of Licensing on the Wages of Radiologic Technologists. *Journal of Labor Research* 29(4), S. 333–346.
- Weber, Max (1972): *Wirtschaft und Gesellschaft*. Bd. 1. Tübingen: Mohr.
- Weeden, Kim A. und David B. Grusky (2014): Inequality and Market Failure. *American Behavioral Scientist* 58(3), S. 473–491.
- Weeden, Kim A. (2002): Why Do Some Occupations Pay More than Others? Social Closure and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology* 108(1), S. 55–101.
- White House (2015): *Occupational Licensing: A Framework for Policymakers*. Gemeinsames White Paper des Council of Economic Advisers, Department of Treasury, und Department of Labor.

Anhang

A1: Fortsetzung der Tabellen 3 und 4

Tabelle A3: Kontrollvariablen zu Tabelle 3

	Modell 3	Modell 4	Modell 5
<i>Zeitdummies (Ref. 2004)</i>			
2002	-0,020*** (0,003)	-0,022*** (0,003)	0,005 (0,012)
2003	-0,014*** (0,003)	-0,015*** (0,003)	0,007 (0,013)
2005	-0,003 (0,005)	-0,004 (0,005)	0,004 (0,014)
2006	0,006 (0,005)	0,003 (0,005)	0,028* (0,011)
2007	0,013** (0,005)	0,011* (0,006)	0,016 (0,012)
<i>Interaktionen Selbstständigkeit und Zeitdummies</i>			
2002 × Selbstständig	0,056*** (0,016)	0,078* (0,032)	0,021 (0,019)
2003 × Selbstständig	0,030 (0,020)	0,045 (0,031)	-0,002 (0,022)
2005 × Selbstständig	-0,033 (0,025)	-0,046 (0,038)	-0,025 (0,027)
2006 × Selbstständig	-0,016 (0,025)	-0,024 (0,041)	-0,032 (0,025)
2007 × Selbstständig	0,011 (0,026)	0,004 (0,038)	0,011 (0,026)

	Modell 3	Modell 4	Modell 5
<i>Höchster Berufsabschluss (Ref. Geselle/Lehre)</i>			
Universität	0,002 (0,025)	-0,017 (0,026)	
Fachhochschule	0,002 (0,021)	-0,016 (0,019)	
Meister	0,134*** (0,008)		
Kein Abschluss	-0,113** (0,036)	-0,116** (0,036)	
<i>Höchster Schulabschluss (Ref. Hauptschule)</i>			
Realschule/POS	-0,109*** (0,008)	-0,115*** (0,007)	-0,095*** (0,019)
(Fach)Abitur	-0,002 (0,009)	-0,008 (0,008)	-0,007 (0,015)
Kein Abschluss	-0,042 (0,025)	-0,044 (0,024)	0,004 (0,073)
Arbeitserfahrung (Jahre)	0,013*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,011*** (0,002)
Arbeitserfahrung (quadriert)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Arbeitsstunden je Woche	0,013** (0,004)	0,016** (0,006)	0,008*** (0,001)
Frau	-0,025 (0,029)	-0,017 (0,029)	-0,092*** (0,023)
Verheiratet	0,108*** (0,010)	0,111*** (0,012)	0,091*** (0,009)

	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Teilzeit	-0,239** (0,076)	-0,183 (0,029)	-0,323*** (0,031)
Verheiratet × Frau	-0,386*** (0,029)	-0,392*** (0,024)	-0,319*** (0,036)
Bezug von Wohngeld	-0,009 (0,032)	0,001 (0,030)	-0,141* (0,058)
Bezug von sonstigen öffentlichen Zahlungen	0,186*** (0,016)	0,183*** (0,018)	0,183*** (0,013)
Einkommen aus eigenem Vermögen, Zinsen	0,150*** (0,013)	0,122*** (0,014)	0,212*** (0,026)
Einkommen aus Vermietung/ Verpachtung	0,248*** (0,010)	0,223*** (0,008)	0,303*** (0,023)
Bezug privater Unterstützungen	0,119 (0,064)	0,122 (0,069)	0,111 (0,063)
Konstante	6,960*** (0,018)	6,948*** (0,018)	7,171*** (0,020)

Tabelle A4: Kontrollvariablen zu Tabelle 4

	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Model 10
<i>Höchster Berufsabschluss (Ref. Geselle/Lehre)</i>					
Universität/Fachhochschule	-0,013 (0,030)	-0,014 (0,029)	-0,006 (0,032)	-0,007 (0,033)	-0,017 (0,031)
Meister	0,161*** (0,012)	0,159*** (0,012)	0,168*** (0,010)	0,167*** (0,010)	0,157*** (0,012)
Un-/angelernt	-0,160*** (0,023)	-0,158*** (0,023)	-0,135*** (0,018)	-0,140*** (0,022)	-0,157*** (0,023)
<i>Interaktionen zwischen Zugehörigkeit zur Treatmentgruppe und Berufsabschluss</i>					
Hochschule × B-Handwerk	0,039 (0,028)	0,035 (0,027)	0,053 (0,054)	0,004 (0,039)	-0,004 (0,053)
Meister × B-Handwerk	-0,046* (0,021)	-0,051* (0,022)	-0,042 (0,036)	-0,028 (0,033)	-0,060 (0,050)
Un-/angelernt × B-Handwerk	0,143*** (0,031)	0,144*** (0,029)	0,030 (0,035)	0,129** (0,046)	0,144*** (0,031)
<i>Zeitdummies (Ref. 2004)</i>					
2002	-0,024*** (0,003)	-0,024*** (0,003)	-0,023*** (0,003)	-0,025*** (0,003)	-0,024*** (0,003)
2003	-0,012*** (0,004)	-0,013*** (0,004)	-0,012** (0,004)	-0,012*** (0,003)	-0,013*** (0,004)
2005	0,001 (0,006)	0,012* (0,006)	0,006 (0,004)	0,007 (0,004)	
2006	0,015* (0,006)	0,032*** (0,006)	0,021*** (0,003)	0,020*** (0,003)	

	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Model 10
2007	0,011 (0,006)	0,034*** (0,006)	0,018*** (0,004)	0,020*** (0,004)	
<i>Interaktionen zwischen Jahresdummies und Berufsabschluss</i>					
2002 × Hochschule	0,027 (0,031)	0,027 (0,031)	0,024 (0,039)	0,024 (0,040)	0,044 (0,035)
2002 × Meister	0,032** (0,012)	0,032** (0,011)	0,033** (0,011)	0,040** (0,013)	0,034** (0,012)
2002 × Un-/angelernt	0,010 (0,012)	0,010 (0,012)	-0,009 (0,017)	0,004 (0,020)	0,010 (0,016)
2003 × Hochschule	0,014 (0,032)	0,014 (0,032)	0,012 (0,038)	0,011 (0,036)	0,016 (0,032)
2003 × Meister	0,023 (0,012)	0,023 (0,012)	0,019 (0,011)	0,020 (0,012)	0,023 (0,012)
2003 × Un-/angelernt	-0,018 (0,019)	-0,018 (0,020)	-0,052** (0,016)	-0,040* (0,018)	-0,018 (0,020)
2005 × Hochschule	0,048 (0,038)	0,051 (0,041)	0,053 (0,043)	0,039 (0,044)	
2005 × Meister	0,003 (0,014)	-0,000 (0,013)	0,002 (0,013)	0,014 (0,012)	
2005 × Un-/angelernt	-0,050** (0,017)	-0,030 (0,023)	-0,066** (0,020)	-0,068** (0,021)	
2006 × Hochschule	-0,007 (0,045)	0,019 (0,042)	-0,004 (0,052)	-0,008 (0,052)	
2006 × Meister	0,010 (0,012)	0,006 (0,013)	0,007 (0,012)	0,011 (0,013)	

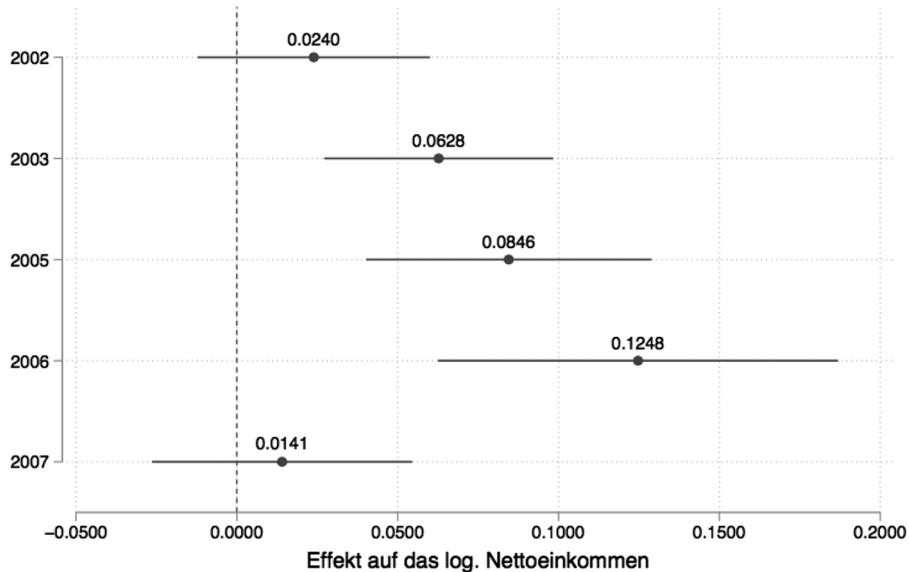
	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Model 10
2006 × Un-/angelernt	-0,076** (0,026)	-0,018 (0,020)	-0,114*** (0,027)	-0,112*** (0,026)	
2007 × Hochschule	0,022 (0,032)	0,032 (0,041)	0,014 (0,036)	0,005 (0,037)	
2007 × Meister	0,003 (0,014)	-0,002 (0,015)	0,002 (0,014)	0,002 (0,014)	
2007 × Un-/angelernt	-0,019 (0,015)	0,022 (0,018)	-0,007 (0,015)	-0,009 (0,014)	
Realschule/POS	-0,111*** (0,007)	-0,111*** (0,007)	-0,114*** (0,007)	-0,115*** (0,007)	-0,106*** (0,008)
(Fach)Abitur	-0,016 (0,009)	-0,012 (0,010)	-0,019* (0,008)	-0,012 (0,008)	-0,012 (0,012)
Kein Abschluss	-0,051* (0,022)	-0,057* (0,023)	-0,085* (0,034)	-0,061* (0,028)	-0,057 (0,032)
Arbeitserfahrung (Jahre)	0,013*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,014*** (0,001)	0,014*** (0,001)	0,011*** (0,002)
Arbeitserfahrung (quadriert)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Arbeitsstunden je Woche	0,019* (0,007)	0,018* (0,007)	0,007** (0,002)	0,003 (0,002)	0,017* (0,007)
Frau	-0,014 (0,028)	-0,024 (0,027)	-0,060*** (0,017)	-0,084*** (0,013)	-0,024 (0,022)
Verheiratet	0,110*** (0,012)	0,111*** (0,011)	0,125*** (0,006)	0,130*** (0,006)	0,108*** (0,011)
Teilzeit	-0,147 (0,129)	-0,152 (0,128)	-0,347*** (0,050)		-0,181 (0,128)

	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Model 10
Verheiratet × Frau	-0,393*** (0,020)	-0,399*** (0,020)	-0,334*** (0,026)	-0,285*** (0,021)	-0,402*** (0,017)
Bezug von Wohngeld	0,001 (0,030)	-0,003 (0,029)	-0,046* (0,022)	-0,065*** (0,017)	-0,005 (0,034)
Bezug von sonstigen öffentlichen Zahlungen	0,185*** (0,018)	0,182*** (0,017)	0,162*** (0,005)	0,154*** (0,008)	0,187*** (0,017)
Einkommen aus eigenem Vermögen, Zinsen	0,088*** (0,010)	0,084*** (0,010)	0,093*** (0,009)	0,094*** (0,008)	0,082*** (0,014)
Einkommen aus Vermietung/ Verpachtung	0,209*** (0,008)	0,206*** (0,008)	0,207*** (0,008)	0,198*** (0,008)	0,202*** (0,009)
Bezug privater Unterstützungen	0,136 (0,070)	0,133 (0,070)	0,018 (0,041)	-0,079 (0,040)	0,150 (0,083)
Konstante	6,949*** (0,015)	6,968*** (0,014)	7,001*** (0,013)	7,008*** (0,010)	6,980*** (0,016)

A2 Überprüfung der Common-Trend-Annahme

Eine weitere Überprüfung der Common-Trend-Annahme findet sich in der Abbildung 2. Es wurde eine zu Modell 6 identische Regression berechnet, in welcher lediglich die dichotome Variable für die Vor- und Nach-Reform-Periode durch Dummys für alle Beobachtungszeitpunkte ersetzt wurde (Referenzzeitpunkt 2004). Ein eindeutiger Trend wäre festzustellen, wenn die Koeffizienten für die Jahre 2002 und 2003 negativ und signifikant wären. Das empirische Muster ist hingegen erraticisch. Im Vergleich zum Beobachtungszeitpunkt 2004 waren 2003 die durchschnittlichen Nettoeinkommensunterschiede zwischen Un- und Angelernten in zulassungsfreien und zulassungspflichtigen Handwerken unter Konstanthaltung der im Modell enthaltenen Variablen signifikant größer. Visuell ergibt zwar ein eindeutiger Trend, jedoch muss man bedenken, dass das Jahr 2004 durch die Nulllinie repräsentiert wird und der Trend mithin unterbrochen ist. Die beobachteten Schwankungen einschließlich der signifikant positiven Abweichung im Jahre 2003 könnten allerdings darauf hindeuten, dass der Vergleich der ab 2004 zulassungsfreien und zulassungspflichtigen Handwerke kein perfektes „natürliches Experiment“ darstellt und die Vergleichbarkeit nicht gänzlich gewährleistet ist.

Abbildung 2: Überprüfung der Common-Trend-Annahme (abgewandeltes Modell 6)

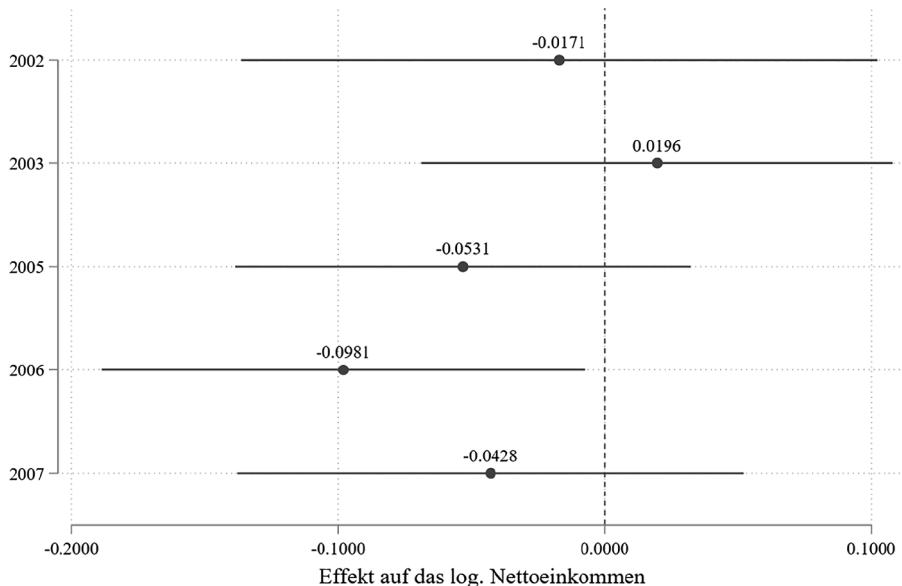


Anmerkung: Dargestellt sind die nicht-standardisierten Koeffizienten linearer Regressionen. Die dargestellten Koeffizienten sind die Summen der Haupt- und Interaktionseffekte für un- und angelernte Handwerker.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Mikrozensus 2002-2007, eigene Berechnungen.

Abbildung 3 zeigt analog zum Vorgehen für Abbildung 2, dass bei der Schätzung der Auswirkung auf Handwerker mit Meisterbrief keine Hinweise auf eine Verletzung der Common-Trends-Annahme vorliegen. Modell 5 wurde hierzu abermals berechnet. Der Dummy, welcher die Perioden vor und nach der Reform scheidet, wurde indessen durch Dummies für jeden Beobachtungszeitpunkt ersetzt (Referenzjahr 2004). Es zeigt sich kein eindeutiger Trend.

Abbildung 3: Überprüfung der Common-Trends-Annahme (abgewandeltes Modell 5)



Anmerkung: Dargestellt sind die nicht-standardisierten Koeffizienten linearer Regressionen. Die dargestellten Koeffizienten sind die geschätzten Reformeffekte für Handwerker mit Meisterbrief.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Mikrozensus 2002-2007, eigene Berechnungen.