
Mindestlöhne und Beschäftigung: Eine Fallstudie zur Fast-Food-Branche in New Jersey und Pennsylvania*

David Card, Alan B. Krueger**

Wie reagieren Arbeitgeber:innen im Niedriglohnsektor auf eine Anhebung des Mindestlohns? Die Vorhersage herkömmlicher ökonomischer Theorien ist eindeutig: Ein Anstieg des Mindestlohns bringt rein wettbewerbsorientierte Arbeitgeber:innen dazu, die Zahl der Beschäftigten zu reduzieren (Stigler, George J. 1946). Während Studien aus den 1970ern zu Beschäftigungsquoten von Teenagern diese Vorhersage üblicherweise bestätigten,¹ war dies bei früheren Studien, die Beschäftigungszahlen in von Mindestlohnänderungen betroffenen und nicht betroffenen Betrieben vergleichen, häufig nicht der Fall (z.B. Lester, Richard A. 1960, 1964). Meh-

* Dieser Artikel ist eine Übersetzung von Card, D./Krueger, A. B. (1994), *Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania*, *American Economic Review* 84/4, 772-793. David Card erhielt 2021 gemeinsam mit Joshua D. Angrist und Guido Imbens den Nobel- Gedächtnispreis für Ökonomie der Schwedischen Reichsbank. Alan B. Krueger ist leider 2019 mit nur 59 Jahren verstorben, auch zu seinem Andenken soll diese Übersetzung ein kleiner Beitrag sein. Dieser Artikel war Teil der Arbeiten, die sowohl inhaltlich als auch methodologisch einen bedeutenden Fortschritt in der Forschung zu Mindestlöhnen im Speziellen, aber ebenso in der Ökonomie im Allgemeinen brachten. Die Redaktion der WUG entschied sich daher, diese inzwischen „klassische“ Arbeit auch einem breiteren deutschsprachigen Publikum näherzubringen. Wir bedanken uns bei David Card sowie der AER für die unbürokratische Erteilung der Genehmigung für die Übersetzung. Die Übersetzung ist wie in der WUG üblich bei Quellenangabe frei verwendbar, allerdings liegt das Recht am Originaltext nach wie vor bei den Autoren und der AER und muss von diesen eingeholt werden. Die Übersetzung erfolgte durch Sahra Ritt, Tamara Premrov und die Redaktion der WUG.

** Department Volkswirtschaft, Princeton University, Princeton, NJ 085444. Wir bedanken uns beim Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, für die finanzielle Unterstützung. Danke an Orley Ashenfelter, Charles Brown, Richard Lester, Gary Solon, die beiden anonymen Gutachter:innen und die Seminarteilnehmenden in Princeton, Michigan State, Texas A&M, University of Chicago und NBER für ihre Kommentare und Vorschläge. Wir danken Susan Belden, Chris Burris, Geraldine Harris und Jonathan Orszag für die fachkundige Forschungsunterstützung.

¹ Siehe Brown et al. (1982; 1983) für einen Überblick über diese Literatur. Eine kürzliche Aktualisierung (Wellington 1991) kommt zu dem Schluss, dass die Beschäftigungseffekte von Mindestlöhnen negativ, aber gering sind: Eine zehnpromzentige Erhöhung des

rere neue Studien, die auf einer ähnlichen vergleichenden Methodik aufbauen, finden ebenfalls keine negativen Beschäftigungseffekte höherer Mindestlöhne. Analysen zur Anhebung des bundesweiten Mindestlohns in den Jahren 1990–1991 (Katz, Lawrence F. und Krueger, Alan B. 1992; Card, David 1992b) und einer früheren Erhöhung des Mindestlohns in Kalifornien (Card, David 1992a) finden keine negativen Beschäftigungseffekte. Eine Studie zu den Mindestlöhnen in Großbritannien (Machin, Stephen und Manning, Alan 1994) kommt zu einem ähnlichen Ergebnis.

Dieser Artikel präsentiert neue Erkenntnisse zu den Auswirkungen von Mindestlöhnen auf die Beschäftigungszahlen auf der Ebene einzelner Betriebe. Wir analysieren die Erfahrungen von 410 Fast-Food-Restaurants in New Jersey und Pennsylvania nach der Erhöhung des Mindestlohns in New Jersey von 4,25 \$ auf 5,05 \$ pro Stunde. Vergleiche der Beschäftigung, der Löhne und Preise an den Standorten in Pennsylvania und New Jersey vor und nach der Erhöhung ermöglichen eine einfache Evaluierung der Auswirkungen des gestiegenen Mindestlohns. Vergleiche innerhalb New Jerseys zwischen besser zahlenden Restaurants (die bereits vor dem Inkrafttreten der Anhebung mehr als den neuen Mindestlohn bezahlt haben) und anderen Fast-Food-Betrieben bieten eine alternative Schätzung der Effekte des neuen Gesetzes.

Neben der Einfachheit unserer Methodik sind noch einige weitere Aspekte der Gesetzesänderung in New Jersey sowie unseres Datensatzes von Bedeutung. Erstens wurde der Mindestlohn während einer Rezession erhöht. Beschlossen wurde die Erhöhung schon zwei Jahre zuvor, als die Wirtschaft des Staates noch relativ gut lief. Bis zum Inkrafttreten des neuen Gesetzes war die Arbeitslosenquote in New Jersey deutlich gestiegen, und politische Eingriffe knapp vor der Reform hätten das Ausmaß der Erhöhung beinahe verringert. Es ist also unwahrscheinlich, dass die Effekte der Mindestloohnerhöhung durch einen allgemeinen wirtschaftlichen Aufschwung überlagert wurden.

Zweitens ist New Jersey ein relativ kleiner Staat, dessen Wirtschaft eng mit jener seiner Nachbarstaaten vernetzt ist. Wir glauben, dass eine Kontrollgruppe bestehend aus Fast-Food-Restaurants im östlichen Pennsylvania eine logische Basis für den Vergleich mit den Entwicklungen der Restaurants in New Jersey darstellt. Die Lohnunterschiede innerhalb New Jerseys erlauben uns außerdem, die Erfahrungen von Standorten mit hohen und niedrigen Löhnen miteinander zu vergleichen und damit die Validität der Standorte in Pennsylvania als Kontrollgruppe zu überprüfen. Da die saisonalen Muster der Beschäftigungsentwicklung sowohl in New Jersey und Pennsylvania als auch an den Hoch- und Niedriglohnstandor-

Mindestlohns senkt die Beschäftigungsquote bei Jugendlichen schätzungsweise um 0,06 Prozentpunkte.

ten innerhalb New Jerseys ähnlich sind, werden in unserer vergleichenden Analyse saisonale Beschäftigungsentwicklungen „herausgerechnet“.

Drittens konnten wir fast 100% der Standorte, die wir in unserer ersten Interviewphase direkt vor der Mindestlohanhebung befragt haben (Februar und März 1992), auch in der zweiten Phase sieben bis acht Monate später (November und Dezember 1992) erreichen. Wir haben vollständige Informationen über die Schließung von Standorten und berücksichtigen auch die daraus resultierenden Beschäftigungsänderungen in unserer Studie. Wir messen damit den Effekt der Mindestlohnerhöhung auf die gesamte Beschäftigung in unserer Stichprobe und nicht nur die Auswirkungen auf die jene Betriebe die tatsächlich weiter bestanden.

Da unsere Analyse der Beschäftigungstrends nur Standorte umfasst, die bereits vor der Erhöhung des Mindestlohns bestanden, klammert sie die Auswirkungen besagter Erhöhung auf die Zahl der Neueröffnungen aus. Um den wahrscheinlichen Umfang dieses Effekts abschätzen zu können, betrachten wir in einer gesonderten Analyse den Anstieg in der Anzahl von McDonald's-Fast-Food-Restaurants in einzelnen Bundesstaaten in Verbindung mit dem relativen Mindestlohn in diesen Staaten.

I. Das Gesetz von New Jersey

Ein im November 1989 verabschiedetes Gesetz erhöhte den staatlichen Mindestlohn mit April 1990 von 3,35 \$ pro Stunde auf 3,80 \$ und mit April 1991 ein weiteres Mal auf 4,25 \$ pro Stunde. Anfang 1990 ging die Regierung in New Jersey noch einen Schritt weiter und erließ die parallele Erhöhung des staatlichen Mindestlohns für 1990 und 1991 und eine Erhöhung auf 5,05 \$ pro Stunde ab 1. April 1992. Die für 1992 angesetzte Erhöhung brachte New Jersey den höchsten Mindestlohn in den USA und wurde von Unternehmensvertreter:innen entschieden abgelehnt (vergl. Bureau of National Affairs [Hrsg.] 5 May 1990).

In den zwei Jahren von der Verabschiedung des 5,05-\$-Mindestlohns bis zu dessen Inkrafttreten rutschte New Jerseys Wirtschaft in eine Rezession. Aus Sorge vor den potenziell nachteiligen Auswirkungen eines höheren Mindestlohns beschloss die Legislative des Bundesstaates im März 1992, die 80-Cent-Erhöhung über zwei Jahre schrittweise einzuführen. Dieser Beschluss erreichte allerdings nicht die notwendige Mehrheit, um ein Veto des Gouverneurs zu verhindern, sodass dieser in der Lage war, die Erhöhung auf 5,05 \$ per 1. April in Kraft zu setzen. Da die legislativen Gremien nicht riskieren wollten, die bereits in Kraft getretene Mindestlohnerhöhung wieder zurückzunehmen, gaben sie ihren Widerstand dagegen auf. Die Anhebung des Mindestlohns auf 5,05 \$ konnte somit trotz des starken Gegenwinds wie ursprünglich geplant umgesetzt werden.

II. Stichprobenziehung und Analyse

Anfang 1992 haben wir beschlossen, die bevorstehende Erhöhung des Mindestlohns in New Jersey durch eine Befragung von Fast-Food-Restaurants in New Jersey und im östlichen Pennsylvania zu evaluieren.² Unsere Wahl der Fast-Food-Branche erfolgte aufgrund mehrerer Faktoren. Erstens zählen Fast-Food-Restaurants zu den größten Arbeitgeber:innen im Niedriglohnbereich: 1987 beschäftigten die Franchise-Restaurants 25% aller Arbeitnehmer:innen in der Gastronomie (U.S. Department of Commerce [Hrsg.] October 1990.). Zweitens halten sich Fast-Food-Restaurants an Mindestlohngesetze, weshalb erwartet werden konnte, dass sie als Folge der Anhebung des Mindestlohns auch tatsächlich ihre Löhne erhöhen würden. Drittens sind die Produkte und Jobprofile von Fast-Food-Restaurants relativ homogen, sodass vergleichbare Daten zu Beschäftigungszahlen, Löhnen und Preisen einfacher zu erheben sind. Das Fehlen von Trinkgeldern in dieser Branche vereinfacht die Messung von Löhnen erheblich. Viertens ist es vergleichsweise einfach, eine Stichproben-Grundgesamtheit von Franchise-Restaurants zu erheben. Fünftens und letztens legen bisherige Erfahrungen (Katz, Lawrence F. und Krueger, Alan B. 1992) nahe, dass Fast-Food-Restaurants eine hohe Antwortrate bei telefonischen Befragungen haben.³

Auf Basis dieser Überlegungen erstellten wir einen Stichprobenrahmen für Fast-Food-Restaurants in New Jersey und im östlichen Pennsylvania. Darin vertreten sind die Ketten Burger King, KFC, Wendy's und Roy Rogers.⁴ Die erste Phase der telefonischen Befragung war Ende Februar und Anfang März 1992, etwas mehr als einen Monat vor Inkrafttreten der Mindestlohnerhöhung in New Jersey. Die Interviews umfassten Fragen zu Beschäftigungszahlen, Einstiegslohnen, Preisen und anderen Eigenschaften der jeweiligen Standorte.⁵

Tabelle 1 zeigt, dass 473 Restaurants in unserer Grundgesamtheit über funktionierende Telefonanschlüsse verfügten, als wir sie im Februar und März 1992 zu erreichen versuchten. Einzelne Standorte wurden bis zu neun Mal angerufen, um sie zu erreichen. Wir konnten von 410 Standorten vollständige Antwortbögen (mit einzelnen unbeantworteten Fragen) sammeln, die Rücklaufquote lag somit bei 87%. Die Rücklaufquote war in New

² Zu diesem Zeitpunkt war nicht klar, ob die 5,05 \$ in Kraft treten oder nicht.

³ In einer Piloterhebung erzielten Katz und Krueger (1992) sehr niedrige Rücklaufquoten bei McDonald's-Restaurants. Aus diesem Grund wurden McDonald's-Restaurants aus Katz und Kruegers und unserer Stichprobe ausgeschlossen.

⁴ Die Stichprobe wurde im Februar 1992 aus Telefonbüchern für New Jersey und Pennsylvania gezogen.

⁵ Kopien der in beiden Erhebungswellen verwendeten Fragebögen sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

Tabelle 1: Stichprobendesign und Rücklaufquote

	Standorte in:		
	alle	New Jersey	Pennsylvania
Welle 1, 15. Februar–4. März 1992:			
Anzahl der Standorte im Stichprobenrahmen ^a	473	364	109
Anzahl der Antwortverweigerungen	63	33	30
Anzahl der Interviews	410	331	79
Rücklaufquote (in %)	86,7	90,9	72,5
Welle 2, 5. November–31. Dezember 1992:			
Anzahl der Standorte im Stichprobenrahmen	410	331	79
davon geschlossen	6	5	1
davon in Renovierung	2	2	0
davon temporär geschlossen ^b	2	2	0
Anzahl der Antwortverweigerungen	1	1	0
Anzahl der Interviews ^c	399	321	78

- a Nur Standorte mit gültigen Telefonnummern; 29 Standorte in der ursprünglichen Stichprobe hatten keine gültige Telefonnummer.
- b Einschließlich eines Standortes, der aufgrund von Straßenbauarbeiten, und eines Standortes, der wegen eines Brandes geschlossen war.
- c Umfasst 371 Telefoninterviews und 28 persönliche Interviews mit Standorten, die eine erste Anfrage für ein Telefoninterview ablehnten.

Jersey (91%) höher als in Pennsylvania (72,5%), weil unser:e Interviewer:in bei nicht antwortenden Standorten in Pennsylvania weniger zusätzliche Anrufversuche durchführte.⁶ In der untenstehenden Analyse untersuchen wir mögliche Verzerrungen durch Probleme in der ersten Befragungsrunde.

Die Befragung der zweiten Phase wurde im November und Dezember 1992 durchgeführt etwa acht Monate nach der Erhöhung des Mindestlohns. In dieser zweiten Phase wurden nur jene 410 Standorte kontaktiert, die bereits in der ersten Phase geantwortet hatten. Im November 1992 konnten wir 371 (90%) dieser Standorte telefonisch befragen. Wegen unserer Sorge, dass nicht antwortende Restaurants geschlossen haben könnten, engagierten wir eine:n Interviewer:in um die 39 nicht antwortenden Standorte abzufahren, diese:r sollte feststellen, ob die Standorte noch geöffnet waren und, falls ja, eine persönliche Befragung durchführen. Der Interviewer:innen konnte feststellen, dass sechs Restaurants dauerhaft und zwei vorübergehend geschlossen waren (eines wegen eines Brandes, das andere wegen Straßenbauarbeiten), und zwei weitere Restaurants

⁶ Die Antwortquoten pro Anrufversuch waren in beiden Bundesstaaten fast identisch. Von den Standorten in New Jersey reagierten 44,5% auf den ersten Anruf, und 72,0% reagierten spätestens beim zweiten Anrufversuch. In Pennsylvania haben 42,2% der Standorte beim ersten Anruf geantwortet, und 71,6% antworteten spätestens beim zweiten Anrufversuch.

waren vorübergehend für Renovierungsarbeiten geschlossen.⁷ Von den 29 geöffneten Restaurants beantworteten alle bis auf eines unsere Fragen. Daher haben wir in der zweiten Phase Daten zu 99,8% der Restaurants, die in der ersten Phase geantwortet hatten, und Informationen über Fortbestand oder Schließung für alle Standorte in der Stichprobe.

Tabelle 2 zeigt die Mittelwerte mehrerer wichtiger Variablen unseres Datensatzes jeweils im Durchschnitt der vorhandenen Antworten. Zur Berechnung des Mittelwertes in der zweiten Phase wird bei Restaurants, die dauerhaft geschlossen haben, die Zahl der Beschäftigten als 0 angenommen, während sie bei vorübergehend geschlossenen Standorten als fehlende Antwort gewertet wird. Vollzeitäquivalente (VZÄ) wurden berechnet, indem die Zahl der Vollzeitbeschäftigten (einschließlich des Managements) mit 0,5 mal der Zahl der Teilzeitbeschäftigten zusammengezählt wurde.⁸ Die Mittelwerte werden für Standorte in New Jersey und Pennsylvania getrennt ausgewiesen. Zudem weisen wir die t-Statistik⁹ für die Nullhypothese, dass die Mittelwerte in beiden Staaten gleich sind, aus.

Die Zeilen 1a–e zeigen die Verteilung der Standorte nach Fast-Food-Ketten und Eigentumsstruktur (im Eigentum der Kette vs. Franchise). Die Standorte der Ketten Burger King, Roy Rogers und Wendy's hatten in unserer Stichprobe vergleichbare Preise, Öffnungszeiten und Personalstände. Die Restaurants der Kette KFC sind kleiner und haben kürzere Öffnungszeiten. Sie bieten auch teurere Hauptspeisen an als die Restaurants anderer Ketten (Huhn vs. Hamburger).

In der ersten Befragungswelle beschäftigten Standorte in Pennsylvania durchschnittlich 23,3 Vollzeitäquivalente, jene in New Jersey 20,4 Vollzeitäquivalente. Die Einstiegsgehälter waren in beiden Staaten sehr ähnlich, der Preis einer „vollen Mahlzeit“ (mittelgroße Limonade, kleine Pommes frites und eine Hauptspeise) war jedoch in New Jersey deutlich höher. Zwischen den beiden Staaten gab es keine deutlichen Unterschiede beim An-

⁷ Mit April 1993 war der ursprünglich wegen Straßenbauarbeiten geschlossen Standort, und einer der der wegen Renovierung geschlossenen Standorte, wiedereröffnet worden. Der aufgrund eines Brandes geschlossene Standort war geöffnet, als unser:e Telefoninterviewer:in im November 1992 anrief, lehnte aber das Interview ab. Zum Zeitpunkt des persönlichen Nachgesprächs war der Standort erneut wegen eines Brandes im Einkaufszentrum geschlossen.

⁸ Wir erörtern die Sensitivität unserer Ergebnisse hinsichtlich alternativer Annahmen über die Messung der Beschäftigung in Abschnitt III-C.

⁹ Die t-Statistik prüft, wie sich die Mittelwerte der beiden Stichproben zueinander verhalten. Je stärker die t-Statistik von 0 abweicht, desto eher kann die Nullhypothese, dass die beiden Mittelwerte gleich sind, verworfen werden. In diesen Berechnungen kann ab einem t-Wert unter -2 bzw. ab 2 von signifikant (p -Wert $< 0,05$) voneinander abweichenden Mittelwerten ausgegangen werden (Anm. der Übersetzer:innen).

Tabelle 2: Mittelwerte der Schlüsselvariablen

Variable	Standorte in:		t ^a
	New Jersey	Pennsylvania	
1. Verteilung der Standorttypen (in %):			
a. Burger King	41,1	44,3	-0,5
b. KFC	20,5	15,2	1,2
c. Roy Rogers	24,8	21,5	0,6
d. Wendy's	13,6	19,0	-1,1
e. Firmeneigen	34,1	35,4	-0,2
2. Mittelwerte in Welle 1:			
a. Vollzeitäquivalente	20,4 (0,51)	23,3 (1,35)	-2,0
b. Prozentsatz Vollzeitbeschäftigte	32,8 (1,3)	35,0 (2,7)	-0,7
c. Einstiegsgehalt	4,61 (0,02)	4,63 (0,04)	-0,4
d. Gehalt = \$ 4,25 (Prozentsatz)	30,5 (2,5)	32,9 (5,3)	-0,4
e. Komplettmenüpreis	3,35 (0,04)	3,04 (0,07)	4,0
f. Stunden geöffnet (an Werktagen)	14,4 (0,2)	14,5 (0,3)	-0,3
g. Anwerbungsprämie	23,6 (2,3)	29,1 (5,1)	-1,0
3. Mittelwerte in Welle 2:			
a. Vollzeitäquivalente	21,0 (0,52)	21,2 (0,94)	-0,2
b. Prozentsatz Vollzeitbeschäftigte	35,9 (1,4)	30,4 (2,8)	1,8
c. Einstiegsgehalt	5,08 (0,01)	4,62 (0,04)	10,8
d. Gehalt = \$ 4,25 (Prozentsatz)	0,0	25,3 (4,9)	-
e. Gehalt = \$ 5,05 (Prozentsatz)	85,2 (2,0)	1,3 (1,3)	36,1
f. Komplettmenüpreis	3,41 (0,04)	3,03 (0,07)	5,0
g. Stunden geöffnet (an Werktagen)	14,4 (0,2)	14,7 (0,3)	-0,8
h. Einstellungsprämie	20,3 (2,3)	23,4 (4,9)	-0,6

Hinweise: Definitionen sind im Fließtext beschrieben. Standardfehler sind in Klammern angegeben.

^a Teststatistik für die Gleichheit der Mittel in New Jersey und Pennsylvania.

teil der Vollzeitbeschäftigten, den Öffnungszeiten oder den Bonusprogrammen zur Anwerbung von neuen Arbeitskräften.¹⁰

¹⁰ Diese Programme bieten Mitarbeiter:innen eine Geldprämie für die Anwerbung einer

Der durchschnittliche Einstiegslohn bei Fast-Food-Restaurants in New Jersey stieg nach der Anhebung des Mindestlohns um 10% an. Weitere Informationen über diese Änderung zeigen wir in Abbildung 1, die die Verteilung von Einstiegslohnen in den beiden Staaten vor und nach der Mindestlohanhebung vergleicht. In Phase 1 waren die Verteilungen in New Jersey und Pennsylvania sehr ähnlich. Zum Zeitpunkt der zweiten Befragungswelle vermeldeten praktisch alle Restaurants in New Jersey, die zuvor weniger als 5,05 \$ bezahlt hatten, einen Einstiegslohn in der Höhe des neuen Mindestlohns. Interessanterweise hatte die Anhebung keine offensichtlichen spillover Effekte in Restaurants, die schon zuvor höhere Löhne bezahlt hatten: Die durchschnittliche Änderung der Gehälter an diesen Standorten betrug $-3,1\%$.

Trotz der steigenden Löhne *stieg* auch die Anzahl der Vollzeitäquivalente in New Jersey relativ zu Pennsylvania an. Waren die Standorte in New Jersey ursprünglich noch kleiner, sorgten ein Stellenzuwächse in New Jersey kombiniert mit Verlusten in Pennsylvania für kleine, statistisch insignifikante Unterschiede zwischen den beiden Staaten. Nur zwei andere Variablen zeigen eine relative Änderung zwischen den beiden Phasen: der Anteil von Vollzeitbeschäftigten und der Preis einer Mahlzeit. Beide Variablen stiegen in New Jersey im Vergleich zu Pennsylvania.

Wir können die Zuverlässigkeit unseres Datensatzes überprüfen, indem wir jene elf Standorte betrachten, die in Phase 1 unbeabsichtigterweise doppelt befragt wurden.¹¹ Unter der Annahme, dass Messfehler in den doppelt geführten Interviews unabhängig voneinander und vom tatsächlichen Wert der Variablen sind, bietet uns die Korrelation der beiden Antworten eine Schätzung des „Verlässlichkeitsquotienten“ (das Verhältnis der Varianz der erhobenen Werte zu der Varianz zwischen Wert und Wertdifferenz). Dieser geschätzte Verlässlichkeitsquotient ist relativ hoch und liegt zwischen 0,70 bei den Vollzeitäquivalenten und 0,98 beim Preis einer Mahlzeit.¹² Wir haben auch überprüft, ob es Unterschiede zwischen Standorten mit lückenhaften Angaben und solchen mit vollständigen Antworten gibt. Dabei konnten wir feststellen, dass Standorte mit fehlenden Antworten zu Beschäftigungszahlen, Löhnen oder Preisen in anderer Hinsicht vergleichbar mit Standorten sind, deren Datensätze vollständig vorliegen.

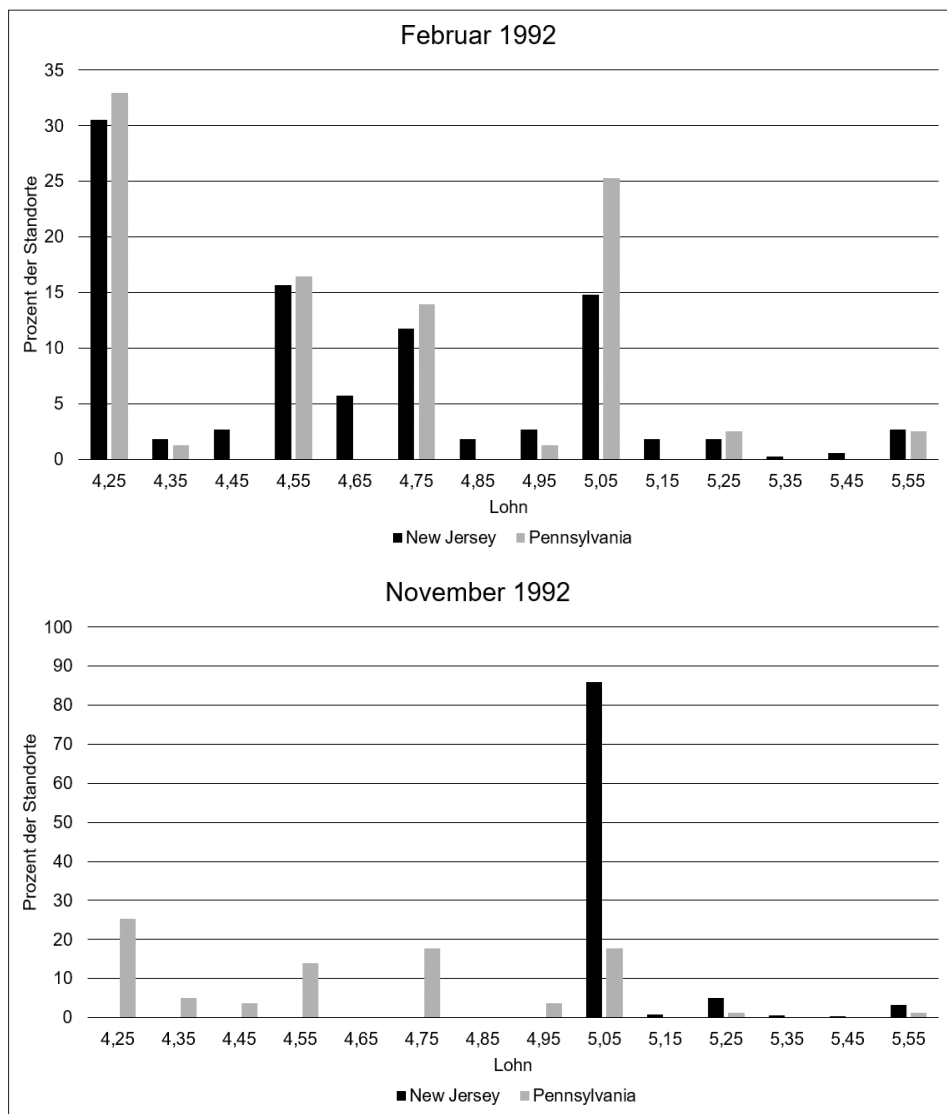
oder eines neuen Beschäftigten, der oder die für eine bestimmte Mindestdauer im Unternehmen bleibt. Typischerweise beträgt die Prämie 50–75 \$. Rekrutierungsprogramme, die Anwerber:innen als „Mitarbeiter:in des Monats“ auszeichnen oder mit anderen Sachprämien belohnen, sind von unseren Aufstellungen ausgeschlossen.

¹¹ Diese Restaurants wurden zwei Mal befragt, weil ihre Telefonnummer in mehr als einem Telefonbuch zu finden war und weder die interviewende Person noch die Befragten bemerkten, dass sie das Interview bereits geführt bzw. gegeben hatten.

¹² Ähnliche Verlässlichkeitsquoten wurden für sehr ähnliche Fragen von Katz und Krueger (1992) ermittelt.

Es besteht ein signifikanter Unterschied der Wahrscheinlichkeit der Schließung nach Phase 1 nach der der Restaurants. Die sechs geschlossenen Standorte waren kleiner als andere Restaurants (mit durchschnittlich nur 12,4 Vollzeitäquivalenten in Phase 1).¹³

Abbildung 1: Verteilung der Einstiegslohne



¹³ Eine Probit-Analyse der Schließungswahrscheinlichkeit zeigt, dass die ursprüngliche Restaurantgröße ein signifikanter Prädiktor für eine Schließung ist. Die Höhe der Einstiegslohne hat einen numerisch kleinen und statistisch unbedeutenden Koeffizienten im Probit-Modell.

III. Auswirkungen der Anhebung des Mindestlohns auf die Beschäftigung

A. Differences in Differences

Tabelle 3 fasst die Änderungen in den Beschäftigungszahlen in unserer Stichprobe zusammen. Wir stellen unsere Daten getrennt nach Bundesstaat (Spalte [i] und [ii]) und – für Restaurants in New Jersey – nach Einstiegslohnen in der ersten Befragungswelle dar. Restaurants, die genau 4,25 \$ pro Stunde bezahlten, finden sich in Spalte (iv), solche, die 4,26 \$ bis 4,99 \$ pro Stunde bezahlten, in Spalte (v) und solche, die 5,00 \$ oder mehr bezahlten, in Spalte (vi). Wir zeigen die Differenz in der durchschnittlichen Beschäftigungszahl zwischen Standorten in New Jersey und Pennsylvania in Spalte (iii) und zwischen Standorten mit unterschiedlichen Lohnhöhen innerhalb New Jerseys in den Spalten (vii) und (viii).

Zeile 3 der Tabelle zeigt die Änderungen in den Beschäftigungszahlen zwischen Phase 1 und Phase 2. Diese Einträge sind die Differenz zwischen den Durchschnittswerten der beiden Erhebungsphasen (d.h. Zeile 2 minus Zeile 1). Eine alternative Schätzung der Beschäftigungsänderung wird in Zeile 4 präsentiert. Hier berücksichtigen wir nur Standorte mit vollständigen Beschäftigungsdaten in beiden Befragungswellen. Diese Gruppe von Restaurants bezeichnen wir als symmetrische Teilstichprobe. Zeile 5 zeigt schließlich die durchschnittliche Änderung der Beschäftigungszahlen der symmetrischen Teilstichprobe, wenn die Anzahl der Beschäftigten in den vier vorübergehend geschlossenen Restaurants als 0 und nicht als fehlend angenommen wird.

Wie schon in Tabelle 2 gezeigt, waren Standorte in New Jersey zu Beginn der Erhebung kleiner als jene in Pennsylvania, wuchsen aber nach der Anhebung des Mindestlohns. Der relative Zugewinn (Difference in Differences, also der „Unterschied der Unterschiede“ der Veränderungen in den Beschäftigungszahlen) beträgt 2,76 Vollzeitstellenäquivalente (oder 13%) mit einer t-Statistik von 2,03. Eine genauere Betrachtung der Durchschnittswerte in den Zeilen 4 und 5 zeigt, dass die relative Veränderung zwischen Restaurants in New Jersey und Pennsylvania praktisch gleich groß ist, wenn sich die Analyse auf die symmetrische Teilstichprobe beschränkt, und sie ist nur marginal geringer, wenn vorübergehend geschlossene Standorte in Phase 2 mit 0 Beschäftigten in die Analyse aufgenommen werden.

Innerhalb New Jerseys stieg die Anzahl der Beschäftigten an Standorten mit niedrigen Löhnen (diejenigen, die in der ersten Phase 4,25 \$ pro Stunde bezahlten) und schrumpfte an Standorten, die bereits zuvor 5,00 \$ pro Stunde oder mehr bezahlten. Tatsächlich war die durchschnittliche Änderung der Beschäftigungszahl an Standorten mit hohen Löhnen in New Jersey (–2,16 Vollzeitäquivalente) beinahe gleich wie jene in Pennsylvania

Tabelle 3: Durchschnittseinkommen pro Standort vor und nach der Anhebung des Mindestlohns in New Jersey

Variable	Standorte nach Bundesstaat			Standorte in New Jersey ^a			Differenz ^b innerhalb New Jerseys	
	Pennsylvania (i)	New Jersey (ii)	Differenz NJ – PA (iii)	Gehalt = \$ 4,25 (iv)	Gehalt = \$ 4,26–4,99 (v)	Gehalt ≥ \$ 5,00 (vi)	niedrig–hoch (vii)	mittel–hoch (viii)
1. VZÄ vorher; alle vorhandenen Beobachtungen	23,33 (1,35)	20,44 (0,51)	-2,89 (1,44)	19,56 (0,77)	20,08 (0,84)	22,25 (1,14)	-2,69 (1,37)	-2,17 (1,41)
2. VZÄ nachher; alle vorhandenen Beobachtungen	21,17 (0,94)	21,03 (0,52)	-0,14 (1,07)	20,88 (1,01)	20,96 (0,76)	20,21 (1,03)	0,67 (1,44)	0,75 (1,27)
3. Veränderung der durchschnittlichen VZÄ	-2,16 (1,25)	0,59 (0,54)	2,76 (1,36)	1,32 (0,95)	0,87 (0,84)	-2,04 (1,14)	3,36 (1,48)	2,91 (1,41)
4. Veränderung der durchschnittlichen VZÄ; ausgewogene Stichprobe ^c	-2,28 (1,25)	0,47 (0,48)	2,75 (1,34)	1,21 (0,82)	0,71 (0,69)	-2,16 (1,01)	3,36 (1,30)	2,87 (1,22)
5. Veränderung der durchschnittlichen VZÄ; VZÄ in temporär geschlossenen Filialen auf 0 gesetzt ^d	-2,28 (1,25)	0,23 (0,49)	2,51 (1,35)	0,90 (0,87)	0,49 (0,69)	-2,39 (1,02)	3,29 (1,34)	2,88 (1,23)

Hinweise: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Stichprobe besteht aus allen Standorten mit verfügbaren Beschäftigungsdaten. VZÄ (Vollzeitäquivalente) zählen Teilzeitbeschäftigte als halbe Vollzeitbeschäftigte. Die Beschäftigung an den sechs geschlossenen Standorten ist auf 0 gesetzt. Die Beschäftigung an vier temporär geschlossenen Standorten wird als fehlend gezählt.

- a Standorte in New Jersey wurden danach klassifiziert, ob das Einstiegsgehalt in Welle 1 4,25 \$ pro Stunde ($N = 101$), 4,26–4,99 \$ ($N = 140$) oder mehr ($N = 73$) betrug.
- b Differenz in der Beschäftigung zwischen Niedriglohn- (4,25 \$ pro Stunde) und Hochlohnstandorten ($\geq 5,00$ \$ pro Stunde) und Differenz zwischen Mittel- (4,26–4,99 \$) und Hochlohnstandorten.
- c Teilmenge an Standorten mit verfügbaren Beschäftigungsdaten aus Welle 1 und 2.
- d Nur in dieser Zeile ist die Welle-2-Beschäftigung an vier zeitweise geschlossenen Standorten auf 0 gesetzt. Beschäftigungsveränderungen basieren auf der Teilmenge an Standorten mit verfügbaren Beschäftigungsdaten aus Welle 1 und 2.

(−2,28 Vollzeitäquivalente). Da Restaurants mit hohen Löhnen in New Jersey von der Anhebung des Mindestlohns nicht betroffen sein sollten, kann mit diesem Vergleich die Validität der Vergleichsgruppe, nämlich der Restaurants in Pennsylvania, bestätigt werden. Unabhängig davon, ob Niedriglohn-Standorte in New Jersey mit Restaurants in Pennsylvania verglichen werden oder mit Restaurants in New Jersey, die bereits vorher höhere Löhne zahlten, sind die Auswirkungen des Mindestlohns sehr ähnlich.

Die in Tabelle 3 dargestellten Ergebnisse legen nahe, dass die Zahl der Beschäftigten in Restaurants, die nicht von der Anhebung des Mindestlohns betroffen waren (Restaurants in Pennsylvania und Restaurants in New Jersey, die schon in Phase 1 der Befragung 5,00 \$ oder mehr pro Stunde zahlten), zwischen Februar und November 1992 zurückgegangen ist. Wir nehmen an, dass der Grund für diesen Rückgang in der insgesamt nachlassenden Konjunktur in den Mittelatlantikstaaten¹⁴ im Jahr 1992 besteht.¹⁵ Die Arbeitslosenzahlen in New Jersey, Pennsylvania und New York stiegen zwischen 1991 und 1993 an. 1992 stieg die Arbeitslosigkeit in New Jersey stärker als in Pennsylvania. Da der Verkauf von Fast Food in Restaurants prozyklisch verläuft, war zu erwarten, dass gestiegene Arbeitslosenquoten *ceteris paribus* auch mit niedrigerer Beschäftigung im Fast-Food-Sektor einhergehen.¹⁶

B. Regressionsmodelle

Die Vergleiche in Tabelle 3 lassen andere Faktoren, die einen Einfluss auf die Beschäftigung haben könnten, unberücksichtigt, wie beispielsweise Unterschiede zwischen den Fast-Food-Ketten. Diese werden in die Schätzungen von Tabelle 4 eingerechnet. Die Einträge in dieser Tabelle zeigen Regressionskoeffizienten aus Modellen in der Form von

$$\Delta E_i = a + bX_i + cNJ_i + \varepsilon_i \quad \text{oder}$$

$$\Delta E_i = a' + b'X_i + c'GAP_i + \varepsilon'_i,$$

wobei ΔE_i die Veränderungen der Beschäftigung von Welle 1 auf Welle 2

¹⁴ Je nach Definition werden hier New York, New Jersey und Pennsylvania, manchmal auch noch Delaware, Maryland, Washington, D.C., Virginia und West Virginia zusammengefasst (Anm. der Übersetzer:innen).

¹⁵ Eine andere Möglichkeit wäre, dass saisonale Faktoren für Fast-Food-Restaurants im Februar und März eine höhere Beschäftigung bedingen als im November und Dezember. Eine Analyse der nationalen Beschäftigungsdaten in der Lebensmittelzubereitung und im Service zeigt jedoch im vierten Quartal eine höhere durchschnittliche Beschäftigung als im ersten Quartal.

¹⁶ Zur Untersuchung der Konjunkturabhängigkeit von Fast-Food-Restaurants regressieren wir die jährliche Veränderung des US-Umsatzes der Restaurantkette McDonald's zwischen 1976 und 1991 mit der entsprechenden Veränderung der Arbeitslosenquote. Die Regressionsergebnisse zeigen, dass ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt den Umsatz mit einer t-Statistik von 3,0 um 257 Millionen \$ verringert.

am Standort i sind, X_i eine Reihe von Merkmalen von Standort i und NJ eine Dummy-Variable, die bei Standorten in New Jersey den Wert 1 hat. GAP_i ist ein alternatives Maß für die Auswirkungen des Mindestlohns an Standort i auf der Grundlage des ursprünglichen Lohns an diesem Standort (W_{1i}):

$GAP_i = 0$ für Standorte in New Jersey mit $W_{1i} \geq \$5,05$

$GAP_i = \frac{5,05 - W_{1i}}{W_{1i}}$ für andere Standorte in New Jersey.

GAP_i ist dabei der proportionale Anstieg der Löhne in Restaurant i , der durch die Einführung des neuen Mindestlohns notwendig wurde. GAP_i zeigt hier sowohl Unterschiede zwischen New Jersey und Pennsylvania als auch Unterschiede innerhalb New Jerseys aufgrund unterschiedlicher Einstiegsgehälter vor der Mindestlohneinführung an. GAP_i ist ein starker Prognosewert für die tatsächliche proportionale Veränderung der Löhne zwischen den beiden Befragungen ($R^2 = 0,75$), und es gibt konditional auf GAP_i keinen Unterschied in der Lohnentwicklung zwischen Restaurants in New Jersey und Pennsylvania.¹⁷

Die Schätzung in Spalte (i) aus Tabelle 4 ist direkt vergleichbar mit den Differences-in-Differences in den Beschäftigungszahlen aus Spalte (iv), Zeile 4 von Tabelle 3. Die Differenz zwischen den beiden Schätzungen erklärt sich aus der eingeschränkten Stichprobe in Tabelle 4. In Tabelle 4 und allen folgenden Tabellen dieses Abschnitts beschränken wir unsere Stichprobe auf jene Restaurants, die in beiden Phasen der Befragung Angaben zur Zahl der Beschäftigten und dem Lohn gemacht haben. Diese Einschränkung resultiert in einem etwas geringeren Schätzer für das relative Beschäftigungswachstum in New Jersey.

Das Modell in Spalte (ii) führt vier Kontrollvariablen ein: Dummies für die drei Fast-Food-Ketten und eine weitere Dummy-Variable für Restaurants im Besitz der Ketten. Wie die Wahrscheinlichkeitswerte in Zeile 6 zeigen, erhöhen diese Kovariaten den erklärenden Wert des Modells kaum, und ihre Aufnahme wirkt sich nicht auf den Schätzer für den New-Jersey-Dummy aus.

Die Modellspezifikationen in den Spalten (iii) bis (v) nutzen die GAP-Variable, um die Auswirkung des Mindestlohns zu messen. Diese Variable ergibt eine etwas bessere Anpassung an die Daten als die Dummy-Variable für New Jersey, ihre Implikationen für den Vergleich zwischen New Jersey und Pennsylvania sind aber gleich. Der Mittelwert von GAP_i unter Standorten in New Jersey beträgt 0,11. Dementsprechend weist die Schätzung in Spalte (iii) relativ zu Pennsylvania auf einen Anstieg von 1,72 Vollzeitäquivalenten hin.

¹⁷ Die Regression der proportionalen Lohnveränderung zwischen Welle 1 und 2 auf GAP_i hat einen Koeffizienten von 1,03.

Tabelle 4: Reduziertes Modell für Veränderungen in der Beschäftigung

unabhängige Variable	Modell				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1. New-Jersey-Dummy	2,33 (1,19)	2,30 (1,20)	–	–	–
2. Differenz Einstiegslohn ^a	–	–	15,65 (6,08)	14,92 (6,21)	11,91 (7,39)
3. Kontrollvariable für Fast-Food-Kette und Eigentumsverhältnis ^b	nein	ja	nein	ja	ja
4. Kontrollvariable für die Region ^c	nein	nein	nein	nein	ja
5. Standardfehler der Regression	8,79	8,78	8,76	8,76	8,75
6. Wahrscheinlichkeitswert für Kontrollvariable ^d	–	0,34	–	0,44	0,40

Hinweise: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Stichprobe besteht aus 357 Standorten mit verfügbaren Daten zu Beschäftigung und Einstiegsgehältern aus Welle 1 und 2. Die abhängige Variable ist in allen Modellen die Veränderung in VZÄ. Der Mittelwert und die Standardabweichung der abhängigen Variable sind –0,237 bzw. 8,825. Alle Modelle enthalten eine unbeschränkte Konstante (keine Angabe).

- ^a Proportionale Erhöhung des Einstiegslohns, die erforderlich ist, um den Einstiegslohn auf das neue Mindestniveau anzuheben. Für Standorte in Pennsylvania ist das Lohngefälle 0.
- ^b Drei Dummies für die Fast-Food-Ketten und eine Variable dafür, ob der Standort im Besitz der Kette ist.
- ^c Dummies für zwei Gebiete in New Jersey und zwei Gebiete in Ostpennsylvania.
- ^d Wahrscheinlichkeitswert des gemeinsamen F-Tests für den Ausschluss aller Kontrollvariablen.

Weil GAP_i selbst innerhalb New Jerseys variiert, können sowohl GAP_i als auch NJ_i dem Modell der Beschäftigungsentwicklung hinzugefügt werden. Der geschätzte Koeffizient des Dummies für New Jersey liefert dann Aussagen über die Kontrollgruppe in Pennsylvania. Wenn wir diese Modelle schätzen, ist der Koeffizient der Dummy-Variable für New Jersey insignifikant (mit einem t -Wert zwischen 0,3 und 0,7). Das deutet darauf hin, dass der geschätzte Effekt des Mindestlohns ähnlich ist, unabhängig davon, ob er im Vergleich zwischen den Bundesstaaten oder zwischen Restaurants mit unterschiedlichen Einstiegsgehältern in New Jersey gemessen wird.

Eine noch aussagekräftigere Überprüfung wird in Spalte (v) gezeigt, in der wir Dummies für drei Regionen New Jerseys (Norden, Mitte und Süden) und zwei in Pennsylvania (Allentown/Easton und die nördlichen Vororte von Philadelphia) aufnehmen. Diese Dummies prüfen regionale Nachfrageschocks und schätzen den Effekt des neuen Mindestlohns, indem sie Änderungen in den Beschäftigungszahlen zwischen Restaurants mit höheren und niedrigeren Löhnen in den Regionen New Jerseys vergleichen. Der Wahrscheinlichkeitswert in Zeile 6 zeigt keine Hinweise auf regionale Effekte in Hinblick auf den Anstieg der Beschäftigungszahlen. Bezieht man regionale Dummies mit ein, wird der GAP -Koeffizient kleiner, und sein

Standardfehler steigt. Dadurch ist es nicht mehr möglich, die Nullhypothese, dass sich der Mindestlohn nicht auf die Beschäftigungszahlen auswirkt, zu verwerfen. Eine Erklärung für diese Abschwächung wären Messfehler bei den Ausgangslöhnen. Auch wenn die Beschäftigungszahlen keine regionale Komponente haben, führt das Hinzuziehen von regionalen Dummies zu einer Abschwächung der geschätzten GAP-Koeffizienten, sofern ein Teil der Variation in GAP durch die Region erklärt werden kann. Tatsächlich weisen Berechnungen auf Basis der geschätzten Verlässlichkeit der GAP-Variable (aus dem Set der elf doppelt geführten Interviews) darauf hin, dass der Rückgang des geschätzten GAP-Koeffizienten von Spalte (iv) zu Spalte (v) exakt den wegen Messfehlern zu erwartenden Abweichungen entspricht.¹⁸

Wir haben die Modelle in Tabelle 4 auch mit der proportionalen Änderung der Beschäftigungszahlen in den Restaurants als abhängige Variable geschätzt.¹⁹ Die geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variable für New Jersey und der GAP-Variable sind durchgehend positiv, aber gelten nach herkömmlichen Standards als nicht signifikant. Die implizierten Auswirkungen des Mindestlohns auf die Beschäftigung sind ebenfalls kleiner, wenn die abhängige Variable als Proportion ausgedrückt wird. Beispielsweise impliziert der GAP-Koeffizient in Spalte (iii) aus Tabelle 4, dass die Anhebung des Mindestlohns die Beschäftigung in Restaurants in New Jersey, die ursprünglich 4,25 \$ pro Stunde bezahlt hatten, um 14% erhöht hat. Der geschätzte GAP-Koeffizient eines entsprechenden proportionalen Modells lässt nur einen Zuwachs von 7% erwarten. Dieser Unterschied kann auf die unterschiedlichen Auswirkungen des Mindestlohns auf größere und kleinere Standorte zurückgeführt werden. Gewichtete Spezifikationen des Modells proportionaler Veränderung (bei denen die ursprünglichen Beschäftigungszahlen für die Gewichtung genutzt werden) zeigen Lohnelastizitäten, die mit den Elastizitäten nach den Schätzungen aus Tabelle 4 vergleichbar sind (siehe unten).

C. Spezifikationstest

Die Ergebnisse in den Tabellen 3 und 4 scheinen der Standardhypothese, dass eine Anhebung des Mindestlohns zu Beschäftigungsabbau führt, zu widersprechen. Tabelle 5 zeigt einige alternative Modellspezifikatio-

¹⁸ In einem Regressionsmodell ohne andere Kontrollvariablen ist die erwartete Abschwächung des GAP-Koeffizienten aufgrund von Messfehlern das Zuverlässigkeitsverhältnis von GAP (y_0), das wir auf 0,70 schätzen. Der erwartete Abschwächungsfaktor, wenn dem Modell Regionaldummies hinzugefügt, wobei R^2 die R-Quadratstatistik einer Regression von GAP auf Regionaleffekte (gleich 0,30) ist. Wir sinkt, wenn die Regionaldummies einem Regressionsmodell hinzugefügt werden.

¹⁹ Die Spezifikationen sind in Tabelle 4 von Card und Krueger (1993) zu finden.

nen, die die Robustheit dieser Schlussfolgerung genauer untersuchen. Der Vollständigkeit halber zeigen wir Schätzergebnisse für die absolute Veränderung in Beschäftigung (Spalten [i] und [ii]) und Schätzungen für die proportionale Änderung in Beschäftigung (Spalten [iii] und [iv]).²⁰ Die erste Zeile der Tabelle gibt die „Basisspezifikation“ aus den Spalten (ii) und (iv) von Tabelle 4 an. (Zu beachten ist, dass diese Modelle Dummies für Fast-Food-Ketten enthalten sowie eine Dummy-Variable für die Eigentumsstruktur der Standorte.) Zeile 2 zeigt eine alternative Spezifikation, bei der wir die Beschäftigung aus Phase 2 bei zeitweise geschlossenen Standorten auf 0 setzten (das erweitert die Stichprobengröße um 4). Die Änderung hat eine leicht dämpfende Wirkung auf den Koeffizienten der New-Jersey-Dummy-Variable (da sich alle vier Restaurants in New Jersey befinden), aber weniger Auswirkung auf den GAP-Koeffizienten (da die Größe von GAP nicht mit der Wahrscheinlichkeit einer vorübergehenden Schließung in New Jersey korreliert). Die Zeilen 3–5 zeigen Schätzergebnisse unter Verwendung von alternativen Messungen von Vollzeitäquivalenten (VZÄ). In Zeile 3 sind VZÄ so definiert, dass Führungskräfte ausgeschlossen sind. Diese Änderung hat keine Auswirkungen auf die Ergebnisse. In den Zeilen 4 und 5 schließen wir Führungskräfte in die VZÄ ein, aber gewichten Teilzeitbeschäftigung mit 40% bzw. 60% der Vollzeitbeschäftigung (statt bisher 50%).²¹ Diese Änderungen haben wenig Einfluss auf die Modelle für das absolute Beschäftigungsniveau, aber führen zu geringfügig niedrigeren Punktschätzern in Modellen mit einer proportionalen Beschäftigungsänderung.

In Zeile 6 präsentieren wir die Ergebnisse für eine Teilstichprobe, die 35 Standorte in Gemeinden entlang der Küste von New Jersey ausschließt. Der Ausschluss dieser Standorte, die möglicherweise ein anderes saisonales Muster als andere Restaurants aufweisen, führt in unserem Beispiel zu etwas größeren Beschäftigungseffekten. Ein ähnlicher Befund ergibt sich aus Zeile 7, wo wir zusätzliche Dummy-Variablen für die Woche des zweiten Interviews hinzufügen.²²

Wie bereits erwähnt, waren die Bemühungen groß, in der ersten Befra-

²⁰ Die proportionale Veränderung der Beschäftigung ist definiert als die Veränderung der Beschäftigung geteilt durch das durchschnittliche Beschäftigungsniveau in den Wellen 1 und 2. Diese führt zu sehr ähnlichen Koeffizienten, aber kleineren Standardfehlern als die Alternative, bei der durch die Beschäftigung in Welle 1 dividiert wird. Für geschlossene Standorte setzen wir die proportionale Veränderung der Beschäftigung auf -1 .

²¹ Die Analyse der aktuellen Bevölkerungserhebung von 1991 zeigt, dass Teilzeitbeschäftigte in der Gastronomie etwa 46% der Stunden von Vollzeitbeschäftigten. Katz und Krueger (1992) berichten, dass das Verhältnis der Stunden von Teilzeitbeschäftigten zu Vollzeitbeschäftigten in der Fast-Food-Branche bei 0,57 liegt.

²² Wir fügten auch Dummies für die Befragungstage in der Welle-1-Erhebung hinzu, aber diese waren nicht signifikant und änderten die geschätzten Effekte des Mindestlohns nicht.

gungswelle Antworten von Standorten in New Jersey zu erhalten. Der Anteil an Restaurants, die drei Mal oder öfter angerufen wurden, um Daten zu erhalten, war in New Jersey höher als in Pennsylvania. Um die Sensitivität unserer Ergebnisse in Bezug auf diese Stichprobenziehung zu überprüfen, haben wir unsere Modelle mit einer Teilstichprobe neu geschätzt. Dabei haben wir jene Standorte, die mehr als zwei Mal angerufen wurden, ausgeschlossen. Die Ergebnisse sind in Zeile 8 dargestellt und der Basis-spezifikation sehr ähnlich.

Zeile 9 zeigt gewichtete Schätzergebnisse für die Modelle mit proportionalen Beschäftigungsänderungen, wobei die ursprünglichen Beschäftigungsniveaus für die Gewichtung herangezogen werden. Da die proportionale Veränderung der durchschnittlichen Beschäftigung ein nach Beschäftigung gewichteter Durchschnitt der proportionalen Änderung an jedem einzelnen Standort ist, sollte eine gewichtete Version des proportionalen Modells Elastizitäten ergeben, die den impliziten Elastizitäten des Modells mit den absoluten Änderungen sehr ähnlich sind. Dieser Erwartung entsprechend sind die gewichteten Schätzer größer als die ungewichteten Schätzer. Sie unterscheiden sich unter Berücksichtigung konventioneller Grenzwerte deutlich von 0. Die gewichtete Schätzung der New-Jersey-Dummy-Variable (0,13) impliziert eine 13-prozentige Zunahme der Beschäftigung in New Jersey. Das ist der gleiche proportionale Beschäftigungseffekt, der in der einfachen Difference-in-Differences-Schätzung in Tabelle 3 impliziert wird. Ähnlich dazu ist die gewichtete Schätzung des GAP-Koeffizienten im proportionalen Modell (0,81) nahe an der impliziten Beschäftigungselastizität aus der Basisspezifikation in Zeile 1, Spalte (ii)²³. Diese Ergebnisse legen nahe, dass der proportionale Beschäftigungsanstieg durch die Anhebung des Mindestlohns auf größere Standorte konzentriert war.

Eine Erklärung für unser Ergebnis, dass sich die Erhöhung des Mindestlohns positiv auf die Beschäftigung ausgewirkt hat, ist, dass unbeobachtete Nachfrageschocks in New Jersey den negativen Beschäftigungseffekt des Mindestlohns aufgewogen haben. Um diese Annahme zu überprüfen, zeigen die Zeilen 10 und 11 Schätzergebnisse auf Basis von Teilstichproben von Standorten in zwei genau abgegrenzten Gebieten: Städte um Newark (Zeile 10) und Städte um Camden (Zeile 11). In beiden Fällen wird das Gebiet durch die ersten drei Stellen der Postleitzahl des Standortes identifiziert.²⁴ Die Änderung in der Beschäftigung korreliert positiv mit der GAP-Variable, wobei das in keinem der beiden Fälle statistisch signifikant

²³ Ausgehend von einer durchschnittlichen Beschäftigung von 20,4 in New Jersey, impliziert der GAP-Koeffizient von 14,92 in Zeile 1, Spalte (ii) eine Beschäftigungselastizität von 0,73.

²⁴ Das Postleitzahlengebiet „070“ um Newark und das Postleitzahlengebiet „080“ um Camden verzeichnen bei weitem die größte Anzahl von Standorten unter den dreistelli-

Tabelle 5: Spezifizierungstests von Beschäftigungsmodellen in reduzierter Form

Spezifikation	Veränderung der Beschäftigung		Proportionale Veränderung der Beschäftigung	
	NJ-Dummy (i)	GAP (ii)	NJ-Dummy (iii)	GAP (iv)
1. Basisspezifikation	2,30 (1,19)	14,92 (6,21)	0,05 (0,05)	0,34 (0,26)
2. mit 4 temporär geschlossenen Restaurants als „geschlossen“ ^a	2,20 (1,21)	14,42 (6,31)	0,04 (0,05)	0,34 (0,27)
3. Beschäftigungszahlen ohne Management ^b	2,34 (1,17)	14,69 (6,05)	0,05 (0,07)	0,28 (0,34)
4. Teilzeit als 0,4 x Vollzeit ^c	2,34 (1,20)	15,23 (6,23)	0,06 (0,06)	0,30 (0,33)
5. Teilzeit als 0,6 x Vollzeit ^d	2,27 (1,21)	14,60 (6,26)	0,04 (0,06)	0,17 (0,29)
6. ohne Standorte an NJ-Küste ^e	2,58 (1,19)	16,88 (6,36)	0,06 (0,05)	0,42 (0,27)
7. mit Kontrollvariable für Welle-2-Interviewdatum ^f	2,27 (1,20)	15,79 (6,24)	0,05 (0,05)	0,40 (0,26)
8. ohne Standorte, die mehr als zwei Mal angerufen wurden ^g	2,41 (1,28)	14,08 (7,11)	0,05 (0,05)	0,31 (0,29)
9. Gewichtung nach ursprünglicher Beschäftigung ^h	–	–	0,13 (0,05)	0,81 (0,26)
10. Standorte in Städten um Newark ⁱ	–	33,75 (16,75)	–	0,90 (0,74)
11. Standorte in Städten um Camden ^j	–	10,91 (14,09)	–	0,21 (0,70)
12. nur Standorte in Pennsylvania ^k	–	–0,30 (22,00)	–	–0,33 (0,74)

Hinweis: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Einträge stehen für den geschätzten Koeffizienten der New-Jersey-Dummy-Variable [siehe (i) und (iii)] oder der Differenz im Einstiegslohn (ii) und (iv) in den Regressionsmodellen für die Veränderung der Beschäftigung oder deren prozentueller Änderung. Alle Modelle beinhalten auch Fast-Food-Ketten-Dummys und eine Kontrollvariable für Standorte im Besitz der Kette.

- a Welle-2-Beschäftigung an 4 temporär geschlossenen Standorten ist auf 0 gesetzt (statt fehlend).
- b VZÄ ohne Geschäftsführer:innen und deren Stellvertreter:innen.
- c VZÄ umfasst Geschäftsführer:innen, deren Stellvertreter:innen und Vollzeitbeschäftigte ohne leitende Position plus 0,4 mal die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten ohne leitende Position.
- d VZÄ umfasst Geschäftsführer:innen, deren Stellvertreter:innen und Vollzeitbeschäftigte ohne leitende Position plus 0,6 mal die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten ohne leitende Position.
- e Stichprobe ohne 35 Standorte in Städten entlang der Küste von New Jersey.
- f Modell mit drei Dummy-Variablen, die die Woche des Welle-2-Interviews (November–Dezember 1992) kennzeichnen.
- g Stichprobe ohne 70 Standorte (davon 69 in New Jersey), die für das Welle-1-Interview drei Mal oder öfter kontaktiert wurden.
- h Das Regressionsmodell wird durch GLS (gewichtete kleinste Quadrate) mit Beschäftigung in Welle 1 als Gewicht geschätzt.
- i Teilstichprobe von 51 Standorten in Städten um Newark.
- j Teilstichprobe von 54 Standorten in Städten um Camden.
- k Teilstichprobe nur mit Standorten in Pennsylvania. Lohnunterschied ist definiert als der erforderliche prozentuelle Anstieg im Einstiegsgehalt, um 5,05 \$ zu erhalten.

ist. Sofern andere Charakteristika von Fast-Food-Restaurants in lokalen Nachbarschaften unverändert geblieben sind, deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass unsere Schätzungen nicht von unbeobachteten Nachfrageschocks getrieben sind. Unsere Analyse der Preisänderungen (siehe unten) bestätigt diese Schlussfolgerung.

Eine abschließende Spezifikationsprüfung ist in Zeile 12 von Tabelle 5 dargestellt. In dieser Zeile schließen wir Standorte in New Jersey aus und definieren die GAP-Variable für Pennsylvania (fälschlicherweise) als die proportionale Erhöhung der Löhne, die notwendig wäre, um den Lohn auf 5,05 \$ pro Stunde zu erhöhen. Im Prinzip sollte die Größe der Lohnlücke für Standorte in Pennsylvania in keinem systematischen Zusammenhang mit dem Beschäftigungswachstum stehen. In der Praxis ist dies auch der Fall. Es gibt daher keinen Hinweis darauf, dass das Lohngefälle fälschlicherweise im Zusammenhang mit dem Beschäftigungswachstum steht.

Wir haben zudem untersucht, ob die Differenz zwischen den Beschäftigungsniveaus in den beiden Perioden ein geeignetes Maß für das Regressionsmodell ist. Diese impliziert, dass das Niveau der Beschäftigung zum Zeitpunkt t mit dem vergangenen Beschäftigungsniveau mit einem Koeffizienten von 1 korreliert. Wenn kurzfristige Beschäftigungsschwankungen ausgeglichen werden, könnte der wahre Koeffizient jedoch kleiner als 1 sein. Von einem Koeffizienten mit einem Wert von 1 auszugehen, kann in so einem Fall zu Verzerrungen führen. Um Spezifikation zur Messung der Beschäftigungsveränderung zu testen, haben wir unsere Modelle neu geschätzt und dabei die Beschäftigung in Phase 1 als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen. Um mechanische Korrelationen zwischen der Beschäftigung in Phase 1 und der Änderung in der Beschäftigung (aufgrund von Messfehlern) zu vermeiden, haben wir Beschäftigung in Phase 1 durch Instrumentenvariablen, nämlich die Anzahl der Kassen pro Standort und die Anzahl der Kassen pro Standort, die um 11:00 Uhr geöffnet waren, ersetzt. In allen diesen Spezifikationen ist der dazugehörige Koeffizient der Beschäftigung in Phase 1 fast 0. Beispielsweise ist in der Spezifikation mit der GAP-Variable, dem Eigentums-Dummy und dem Fast-Food-Ketten-Dummy der besagte Koeffizient 0,04 mit einem Standardfehler von 0,24. Wir schließen daraus, dass die Differenzen zwischen den Beschäftigungsniveaus der beiden Befragungswellen ein angemessener Indikator sind.

D. Vollzeit und Teilzeit

Unsere bisherige Analyse konzentrierte sich auf die Beschäftigung gemessen in Vollzeitäquivalenten und ignorierte mögliche Änderungen in

gen Postleitzahlengebieten in New Jersey und umfassen zusammen 36% aller Restaurants in unserer Stichprobe für New Jersey.

der Verteilung von Voll- und Teilzeitbeschäftigten. Eine Steigerung des Mindestlohns könnte aus zumindest zwei Gründen zu einem Anstieg der Vollzeitbeschäftigung relativ zur Teilzeitbeschäftigung führen. Erstens würde man konventioneller Weise annehmen, dass eine Erhöhung des Mindestlohns Unternehmen dazu veranlasst, gut ausgebildeter Arbeitnehmer:innen und das dafür erforderliche Kapitals anstelle von Mindestlohnbeschäftigten einzusetzen. Vollzeitbeschäftigte in Fast-Food-Restaurants sind in der Regel älter und besitzen durchaus höhere Qualifikationen als Teilzeitbeschäftigte. Daher könnten Betriebe als Reaktion auf die Anhebung des Mindestlohns den Anteil an Vollzeitkräften erhöhen. Nichtsdestoweniger zahlten 81% der Restaurants Vollzeit- und Teilzeitkräften in der ersten Befragungswelle genau den gleichen Einstiegsstundenlohn.²⁵ Dies deutet entweder darauf hin, dass Vollzeit- und Teilzeitkräfte die gleichen Fähigkeiten haben oder dass Gleichstellungsanliegen Restaurants dazu bewegen, unterschiedlich produktiven Beschäftigten den gleichen Stundenlohn zu zahlen. Wenn Vollzeitbeschäftigte (bei gleichem Stundenlohn) produktiver sind, dann gibt es möglicherweise einen zweiten Grund, Teilzeitbeschäftigte durch Vollzeitbeschäftigte zu ersetzen. Eine Erhöhung des Mindestlohns würde die Branche für Personen, die Vollzeit arbeiten möchten, attraktiver machen, und gleichzeitig würden Restaurants natürlich vorzugsweise Vollzeitkräfte anstellen sofern diese produktiver sind.

Die erste Zeile in Tabelle 6 zeigt die durchschnittlichen Veränderungen des Anteils an Vollzeitbeschäftigten in New Jersey und Pennsylvania zwischen den beiden Befragungswellen sowie die Regressionskoeffizienten der Veränderung des Anteils der Vollzeitbeschäftigten für die Lohnlücke, die Fast-Food-Ketten-Dummys, den Dummy für die Eigentumsverhältnisse und die Dummy-Variablen für die Regionen [in Spalte (vi)]. Die Ergebnisse sind mehrdeutig. Der Anteil der Vollzeitbeschäftigten in New Jersey hat relativ zu Pennsylvania um 7,3% zugenommen (t-Statistik = 1,84), aber die Regressionskoeffizienten für die Lohnlücke zeigen keinen signifikanten Zusammenhang mit dem Anteil von Vollzeitbeschäftigten.²⁶

E. Andere beschäftigungsbezogene Messgrößen

Die Zeilen 2–4 aus Tabelle 6 zeigen Ergebnisse für weitere Variablen, von denen wir erwarten, dass sie mit dem Beschäftigungsniveau in Restaurants zusammenhängen. Insbesondere prüfen wir, ob die Anhebung des Mindestlohns mit der Anzahl an Stunden, die ein Restaurant unter der Woche geöffnet hat, mit der Anzahl von Kassen im Restaurant und der An-

²⁵ An den übrigen 19% der Standorte werden Vollzeitkräfte besser bezahlt, üblicherweise um 10%.

²⁶ In New Jersey stieg der Anteil der Vollzeitbeschäftigten an Standorten mit höheren und niedrigeren Löhnen in Welle 1 in etwa gleich schnell.

Tabelle 6: Effekte der Mindestloohnerhöhung auf andere Ergebnisse

Ergebnismessung	Durchschnittliche Veränderung der Ergebnisse			Regression der Veränderung der Ergebnisvariable auf:		
	NJ (i)	PA (ii)	NJ – PA (iii)	NJ-Dummy (iv)	Lohngefälle ^a (v)	Lohngefälle ^b (vi)
<i>Standortmerkmale:</i>						
1. Anteil Vollzeitbeschäftigte (in %) ^c	2,64 (1,71)	-4,65 (3,80)	7,29 (4,17)	7,30 (3,96)	33,64 (20,95)	20,28 (24,34)
2. Stunden geöffnet (an Werktagen)	-0,00 (0,06)	0,11 (0,08)	-0,11 (0,10)	-0,11 (0,12)	-0,24 (0,65)	0,04 (0,76)
3. Anzahl an Kassen	-0,04 (0,04)	0,13 (0,10)	-0,17 (0,11)	-0,18 (0,10)	-0,31 (0,53)	0,29 (0,62)
4. Anzahl an Kassen (geöffnet um 11:00 Uhr)	-0,03 (0,05)	-0,20 (0,08)	0,17 (0,10)	0,17 (0,12)	0,15 (0,62)	-0,47 (0,74)
<i>Mitarbeiter:innen-Verpflegungsangebote:</i>						
5. ermäßigte Mahlzeiten (in %)	-4,67 (2,65)	-1,28 (3,86)	-3,39 (4,68)	-2,01 (5,63)	-30,31 (29,80)	-33,15 (35,04)
6. kostenlose Mahlzeiten (in %)	8,41 (2,17)	6,41 (3,33)	2,00 (3,97)	0,49 (4,50)	29,90 (23,75)	36,91 (27,90)
7. Kombination aus ermäßigten und kostenlosen Mahlzeiten	-4,04 (1,98)	-5,13 (3,11)	1,09 (3,69)	1,20 (4,32)	-11,87 (22,87)	-19,19 (26,81)
<i>Gehaltsschema:</i>						
8. Wochen bis zur ersten Lohnerhöhung	3,77 (0,89)	1,26 (1,97)	2,51 (2,16)	2,21 (2,03)	4,02 (10,81)	-5,10 (12,74)
9. übliche erste Lohnerhöhung in Cent	-0,01 (0,01)	-0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	0,03 (0,11)	0,03 (0,11)
10. Steigung der Lohnkurve (pro Woche)	-0,10 (0,04)	-0,11 (0,09)	0,01 (0,10)	0,01 (0,10)	-0,09 (0,56)	-0,08 (0,57)

Hinweise: Einträge in Spalte (i) und (ii) sind durchschnittliche Änderungen der in der Spaltenüberschrift angegebenen Ergebnisvariable für Standorte mit verfügbaren Daten aus Welle 1 und 2. Einträge in den Spalten (iv) bis (vi) stellen geschätzte Regressionskoeffizienten der angegebenen Variablen dar (NJ-Dummy oder Unterschied im Einstiegslohn). Regressionsmodelle beinhalten auch Fast-Food-Ketten-Dummies und einen Indikator für Standorte im Besitz der Kette.

^a Der Lohnunterschied ist die proportionale Erhöhung des Einstiegslohns, die nötig ist, um den neuen Mindestlohn zu erreichen. Für Standorte in Pennsylvania ist er 0.

^b Modelle in Spalte (vi) enthalten Dummies für zwei Gebiete in New Jersey und zwei Gebiete in Ostpennsylvania.

^c Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den gesamten VZÄ.

zahl der typischerweise um 11:00 besetzten Kassen zusammenhängt. In Übereinstimmung mit unseren Ergebnissen zum Beschäftigungsniveau weist im Vergleich zu Pennsylvania keine dieser Variablen einen statistisch relevanten Rückgang in New Jersey auf. Ebenso liefern Regressionen mit der GAP-Variable keine Hinweise darauf, dass die Mindestlohnerhöhung zu einer systematischen Veränderung in einer dieser Variablen geführt hat [siehe Spalten (v) und (vi)].

IV. Lohnzusatzleistungen

Eine Erklärung dafür, dass ein Anstieg des Mindestlohns die Beschäftigung nicht senkt, besteht darin, dass Restaurants die Mindestlohnerhöhung durch Kürzungen von Lohnzusatzleistungen ausgleichen. Wenn Beschäftigte Lohnnebenleistungen und Löhne gleich werten, können Arbeitgeber:innen die Lohnzusatzleistungen in Höhe der Mindestlohnerhöhung kürzen, sodass ihre Personalkosten unverändert bleiben. Die häufigsten Zusatzleistungen für Beschäftigte in der Fast-Food-Branche sind kostenlose bzw. ermäßigte Speisen. In der ersten Welle unserer Befragung boten etwa 19% aller Fast-Food-Restaurants ihren Mitarbeiter:innen kostenlose Mahlzeiten an, 72% boten vergünstigte an und 9% eine Kombination aus kostenlosen und vergünstigten Mahlzeiten. Vergünstigungen bei Speisen sind eine leicht zu kürzende Zusatzleistung, wenn eine Mindestlohnerhöhung Restaurants dazu zwingt, höhere Löhne zu zahlen.

Die Zeilen 5 und 6 in Tabelle 6 zeigen Schätzungen zur Auswirkung der Mindestlohnerhöhung auf das Angebot von kostenfreien und vergünstigten Mahlzeiten. Der Anteil der Restaurants, die preisreduzierte Speisen anbieten, ging nach der Mindestlohnreform sowohl in New Jersey als auch in Pennsylvania zurück, wobei New Jersey einen etwas stärkeren Rückgang verzeichnete. Anders als eine Kompensationstendenz vermuten ließe, ging die Kürzung bei den Vergünstigungsprogrammen mit einer Zunahme von Programmen mit kostenlosem Essen einher. Somit wurden Lohnzusatzleistungen in New Jersey tendenziell sogar großzügiger angeboten (d.h. kostenlose statt ermäßigte Speisen) als in Pennsylvania. Allerdings ist die relative Veränderung statistisch nicht signifikant.

In den Spalten (v) und (vi), wo wir den Zusammenhang zwischen der GAP-Variable und dem Angebot dieser Programme schätzen, finden wir einen weiteren statistisch nicht signifikanten Effekt der Mindestlohnerhöhung auf die Wahrscheinlichkeit, kostenlose oder ermäßigte Mahlzeiten zu erhalten. Die Ergebnisse liefern erneut keinen Hinweis darauf, dass Arbeitgeber:innen die Mindestlohnerhöhung durch Kürzungen bei vergünstigten oder kostenfreien Mahlzeiten kompensierten.

Eine andere Möglichkeit wäre, dass Arbeitgeber:innen auf die Erhöhung des Mindestlohns mit einer Reduktion von Weiterbildungsangeboten am Arbeitsplatz und einer Abflachung des Lohnschemas (vgl. Mincer, Jacob und Leighton, Linda 1981) reagieren. Tatsächlich sagte eine Geschäftsführerin im Interview in Phase 1, dass ihre Beschäftigten auf regulär geplante Erhöhungen verzichten würden, weil der Mindestlohn in Kürze steige und dies eine entsprechende Lohnerhöhung für alle Beschäftigten bedeute. Um herauszufinden, ob das öfter vorkam, analysieren wir die Antworten der Standortmanager:innen auf unsere Fragen, wie lange es üblicherweise dauert, bis eine Lohnerhöhung erfolgt, und wie hoch diese üblicherweise ausfällt. In Zeile 8 und 9 fassen wir die durchschnittlichen Änderungen für diese beiden Variablen zwischen den beiden Befragungswellen zusammen und stellen zudem die Regressionskoeffizienten von Modellen, die die Lohnlückenvariable (GAP) enthalten, dar.²⁷ Die durchschnittliche Dauer bis zur ersten Lohnerhöhung in New Jersey ist im Vergleich zu Pennsylvania zwar um 2,5 Wochen gestiegen, die Zunahme ist jedoch statistisch nicht signifikant. Außerdem gibt es nur einen minimalen Unterschied in der relativen Veränderung von Lohnerhöhungen zwischen Standorten in New Jersey und Pennsylvania.

Zu guter Letzt haben wir eine damit zusammenhängende Variable, nämlich die Steigung der Lohnkurve über die Betriebszugehörigkeit, untersucht, die wir durch das Verhältnis zwischen dem Ausmaß und der Dauer bis zur ersten Lohnerhöhung messen. Wie in Zeile 10 dargestellt, ist die Steigung der Lohnkurve sowohl in New Jersey als auch in Pennsylvania abgeflacht, wobei es keinen signifikanten Unterschied zwischen den beiden Bundesstaaten gibt. Die Veränderung in der Steigung korreliert ebenfalls nicht mit der GAP-Variable. Zusammenfassend stellen wir fest, dass New Jerseys Arbeitgeber:innen weder ihre Lohnnebenleistungen noch ihre Lohnschemas geändert haben, um die Anhebung des Mindestlohns zu kompensieren.²⁸

V. Preiseffekte der Mindestloohnerhöhung

Zuletzt untersuchen wir die Wirkung des Mindestlohns auf die Preise der Mahlzeiten in Fast-Food-Restaurants. Ein Wettbewerbsmodell der Fast-Food-Branche impliziert, dass die Anhebung des Mindestlohns zu einer

²⁷ In Welle 1 betrug die durchschnittliche Zeit bis zu einer ersten Lohnerhöhung 18,9 Wochen, und der durchschnittliche Betrag der ersten Erhöhung betrug 0,21 \$ pro Stunde.

²⁸ Katz und Krueger (1992) stellen fest, dass ein signifikanter Anteil der Fast-Food-Restaurants in Texas bei der Erhöhung des Mindestlohns auch die Löhne jener Beschäftigten an hob, die bereits mehr als den neuen Mindestlohn verdienten. Unsere Ergebnisse stehen im Einklang mit diesen Ergebnissen.

Erhöhung der Produktpreise führt. Wenn wir von konstanten Skalenerträgen in der Branche ausgehen, sollte die Preiserhöhung proportional zum Anteil der Mindestlohnarbeit an den Gesamtfaktorkosten sein. Das durchschnittliche Restaurant in New Jersey bezahlte ursprünglich etwa der Hälfte seiner Beschäftigten weniger als den neuen Mindestlohn. Wenn der Lohn für diese Beschäftigten um etwa 15% gestiegen ist und der Anteil der Arbeit an den Gesamtkosten 30% beträgt, würden wir erwarten, dass die Preise aufgrund der Mindestlohnerhöhung um etwa 2,2% steigen ($= 0,15 \times 0,5 \times 0,3$).²⁹

In beiden Wellen unserer Befragung haben wir Geschäftsführer:innen nach den Preisen von drei Standardartikeln befragt: eine mittelgroße Limonade, eine kleine Portion Pommes frites und ein Hauptgericht. Die Hauptgerichte waren ein einfacher Hamburger bei Burger King, Roy Rogers und Wendy's und zwei Stück Hühnchen in KFC-Restaurants. Wir definieren den „Komplettmenüpreis“ als den Preis inklusive Steuern für eine mittelgroße Limonade, eine kleine Portion Pommes frites und ein Hauptgericht.

Tabelle 7 enthält Schätzungen zu den Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf Preise in reduzierter Form. Die abhängige Variable in diesen Modellen ist die Änderung im Logarithmus des Preises einer kompletten Mahlzeit in den Restaurants. Die unabhängige Variable ist entweder eine Dummy-Variable, die angibt, ob sich das Restaurant in New Jersey befindet, oder die proportionale Lohnerhöhung, die erforderlich ist, um auf den Mindestlohn zu kommen (die oben definierte GAP-Variable).

Die geschätzte New-Jersey-Dummy-Variable in Spalte (i) zeigt, dass die Essenspreise nach Steuern zwischen Februar und November 1992 in New Jersey um 3,2% schneller gestiegen sind als in Pennsylvania.³⁰ Der Effekt ist etwas größer, wenn wir auf die Eigentumsverhältnisse kontrollieren [siehe Spalte (ii)]. Da die Umsatzsteuer in New Jersey zwischen den beiden Wellen unserer Befragung um einen Prozentpunkt gesunken ist, suggerieren unsere Schätzungen, dass die Preise vor Steuern als Folge der Mindestlohnanhebung in New Jersey um 4% schneller gestiegen sind – etwas mehr als die Erhöhung, die nötig wäre, um die höheren Kosten durch die Mindestlohnerhöhung weiterzugeben.

²⁹ Laut dem McDonald's-Corporation-Jahresbericht 1991 (McDonald's Corporation 1991) entfallen 31,3% der Betriebskosten in unternehmenseigenen Filialen auf Löhne und andere Vergütungen. Unsere Berechnung ist nur eine Annäherung, da die Löhne für Beschäftigte, die zum Mindestlohn arbeiten, weniger als die Hälfte der Lohnsumme ausmachen, obwohl sie etwa die Hälfte aller Beschäftigten stellen. Zudem veranlasst ein höherer Mindestlohn Arbeitgeber:innen dazu, auch die Löhne der anderen Beschäftigten anzuheben, um Lohnunterschiede zwischen ihnen aufrechtzuerhalten.

³⁰ Der Effekt ist auf einen 2,0-prozentigen Preisanstieg in New Jersey und einen 1,0-prozentigen Preisrückgang in Pennsylvania zurückzuführen.

Tabelle 7: Reduziertes Modell für Veränderungen beim Preis eines Komplettmenüs

Unabhängige Variable	Abhängige Variable: logarithmierte Preisveränderung des Komplettmenüs				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1. New-Jersey-Dummy	0,033 (0,014)	0,037 (0,014)	–	–	–
2. Einstiegslohnunterschied ^a	–	–	0,077 (0,075)	0,146 (0,074)	0,063 (0,089)
3. Kontrollvariable für Fast-Food-Kette und Eigentumsverhältnis ^b	nein	ja	nein	ja	ja
4. Kontrollvariable für Region ^c	nein	nein	nein	nein	ja
5. Standardfehler	0,101	0,097	0,102	0,098	0,097

Hinweise: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Einträge sind geschätzte Regressionskoeffizienten für Modelle zur Schätzung der logarithmierten Preisänderungen einer vollständigen Mahlzeit (mittelgroße Limonade, kleine Pommes frites, Hauptspeise). Die Stichprobe enthält 315 Standorte mit Daten zu Preisen, Löhnen und Beschäftigung aus Welle 1 und 2. Der Mittelwert und die Standardabweichung der abhängigen Variable sind 0,0173 bzw. 0,1017.

- ^a Der Lohnunterschied ist die proportionale Erhöhung des Einstiegslohns, die notwendig wäre, um den neuen Mindestlohn zu erreichen. Für Standorte in Pennsylvania ist er 0.
- ^b Drei Dummy-Variablen für die Fast-Food-Kette und die Angabe, ob der Standort in Firmenbesitz ist oder nicht, sind inkludiert.
- ^c Enthält Dummies für zwei Gebiete in New Jersey und zwei Gebiete im östlichen Pennsylvania.

Das Muster der Preiserhöhungen innerhalb New Jerseys passt nicht ganz zu einem einfachen „Weitergabe“-Ansatz. Tatsächlich sind die Menüpreise in Restaurants mit unterschiedlichen Ursprungslohnen in New Jersey um annähernd den gleichen Wert gestiegen. Eine Analyse des geschätzten GAP-Koeffizienten in Spalte (v) von Tabelle 7 bestätigt, dass die GAP-Variable in den Regionen New Jerseys nicht signifikant ist.

Zusammengefasst liefern diese Ergebnisse nur eingeschränkt Hinweise dass ein höherer Mindestlohn zu höheren Fast-Food-Preisen führt. Die stärksten Hinweise dafür bietet ein Vergleich zwischen Restaurants in New Jersey und Pennsylvania. Das Ausmaß der Preiserhöhung deckt sich mit den Vorhersagen eines konventionellen Modells zum Wettbewerbsverhalten. Jedoch finden wir keine Hinweise dafür, dass Preise in Restaurants, die am stärksten von der Anhebung des Mindestlohns betroffen waren, schneller gestiegen sind.

Eine mögliche Erklärung für den letztgenannten Befund ist, dass Restaurants in New Jersey im selben Produktmarkt konkurrieren. Als eine Konsequenz daraus haben jene Restaurants, die am meisten von der Mindestlohnanhebung betroffen waren, ihre Preise nicht schneller anheben können als ihre Konkurrenz. Im Gegensatz dazu konkurrieren Restaurants in New Jersey und Pennsylvania auf verschiedenen Märkten, wes-

halb die Preise in New Jersey – relativ zu Pennsylvania – stärker erhöht werden können, wenn das allgemeine Kostenniveau in New Jersey steigt. Zu beachten ist, dass diese Erklärung die Möglichkeit ausschließt, dass restaurantspezifische Nachfrageschocks der Grund für einen außergewöhnlichen Beschäftigungsanstieg an Standorten in New Jersey mit niedrigeren Ursprungslöhnen sein können.

VI. Standorteröffnungen

Ein weiterer potenzieller Effekt eines höheren Mindestlohns ist, dass er Betriebe von der Eröffnung neuer Standorte abhält. Obwohl unser Stichprobendesign uns erlaubt, die Effekte des Mindestlohns auf *bestehende* Filialen abzuschätzen, können wir den Effekt eines gestiegenen Mindestlohns auf potenzielle Neueröffnungen nicht analysieren.³¹ Zur Abschätzung des Ausmaßes eines solchen Effekts haben wir nationale Restaurantverzeichnisse der Kette McDonald's verwendet, um die Anzahl der bestehenden und der neu eröffneten Restaurants in verschiedenen Bundesstaaten zwischen 1986 und 1991 zu vergleichen. Viele Staaten haben ihre Mindestlöhne in dieser Zeit angehoben. Außerdem wurde der bundesweite Mindestlohn in den frühen 1990er Jahren von 3,35 \$ auf 4,25 \$ erhöht, was je nach Lohnniveau der einzelnen Staaten unterschiedliche Effekte zur Folge hatte. Diese Änderungen bieten Gelegenheit, die Auswirkungen des Mindestlohngesetzes auf Restauranteröffnungsraten quer durch die Vereinigten Staaten zu messen.

Die Ergebnisse unserer Analyse werden in Tabelle 8 präsentiert. Wir regressieren die Veränderung in der Anzahl der McDonald's-Filialen in jedem Bundesstaat auf zwei alternative Maße für den Mindestlohn im jeweiligen Bundesstaat und zwei weitere Kontrollvariablen (Bevölkerungswachstum und Veränderung der staatlichen Arbeitslosenquote). Das erste Maß für den Mindestlohn ist der Anteil der Beschäftigten im Einzelhandel des jeweiligen Staates (1986), deren Löhne zwischen dem bestehenden bundesweiten Mindestlohn 1986 (3,35 \$ pro Stunde) und dem effektiven Mindestlohn im jeweiligen Staat im April 1990 (das Maximum aus Bundesmindestlohn und der jeweiligem staatlichen Mindestlohn ab April 1990) lagen.³² Das zweite ist das Verhältnis des effektiven Mindestlohns des

³¹ Direkte Anfragen bei den Ketten in unserer Stichprobe ergaben, dass Wendy's 1992 zwei Filialen in New Jersey und eine Filiale in Pennsylvania eröffnet hat. Die anderen Ketten waren nicht bereit, Informationen über Neueröffnungen zur Verfügung zu stellen.

³² Wir benutzten die monatliche US-Arbeitskräfteerhebung (Current Population Survey) 1986, um die Mindestlohn-Variablen zu erstellen. Die Mindestlohnsätze der Bundesstaaten im Jahr 1990 wurden dem "Bureau of National Affairs – Labor Relations Reporter – Wages and Hours Manual" (Bureau of National Affairs irregular) entnommen.

Staates im Jahr 1990 zum durchschnittlichen Stundenlohn von Einzelhandelsmitarbeiter:innen pro Staat im Jahr 1986. Beide Maßzahlen zielen darauf ab, den Druck für Lohnerhöhungen zu messen, der von Mindestlohnreformen auf Bundes- oder Staatenebene zwischen 1986 und 1990 aufgebaut wurde.

Tabelle 8: Geschätzter Effekt des Mindestlohns auf die Zahl der McDonald's-Restaurants, 1986–1991

Unabhängige Variable	Abhängige Variable: proportionaler Anstieg in der Anzahl von Standorten				Abhängige Variable: Anzahl neu eröffneter Standorte/ Anzahl der Standorte 1986			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
<i>Mindestlohnvariable:</i>								
1. Anteil an Beschäftigten in der betroffenen Lohngruppe 1986 ^a	0,33 (0,20)		0,13 (0,19)		0,37 (0,22)		0,16 (0,21)	
2. staatlicher Mindestlohn 1991/ durchschn. Lohn im Einzelhandel 1986 ^b		0,38 (0,22)		0,47 (0,22)		0,47 (0,23)		0,56 (0,24)
<i>Andere Kontrollvariablen:</i>								
3. proportionales Bevölkerungswachstum 1986–1991			0,88 (0,23)	1,03 (0,23)			0,86 (0,25)	1,04 (0,25)
4. Veränderung der Arbeitslosenquote, 1986–1991			-1,78 (0,62)	-1,40 (0,61)			-1,85 (0,68)	-1,40 (0,65)
5. Standardfehler	0,083	0,083	0,071	0,068	0,088	0,088	0,077	0,073

Hinweise: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Stichprobe enthält 51 Beobachtungen auf Bundesstaatenlevel (einschließlich District of Columbia) zur Anzahl geöffneter McDonald's-Standorte 1986 und 1991. Die abhängige Variable in den Spalten (i)–(iv) ist der proportionale Anstieg geöffneter Restaurants. Der Mittelwert und die Standardabweichung der abhängigen Variable betragen 0,249 bzw. 0,085. Die abhängigen Variablen in den Spalten (v)–(viii) sind das Verhältnis von neu eröffneten Standorten zwischen 1986 und 1991 zu den bestehenden Standorten 1986. Der Mittelwert und die Standardabweichung der abhängigen Variable betragen 0,293 bzw. 0,091. Alle Regressionen sind nach der Bevölkerungszahl des Staates im Jahr 1986 gewichtet.

^a Anteil aller Beschäftigten im Einzelhandel nach Bundesstaat im Jahr 1986, die einen Stundenlohn zwischen 3,35 \$ pro Stunde und dem „tatsächlichen“ staatlichen Mindestlohn im Jahr 1990 (d.h. das Maximum aus Bundesmindestlohn 1990 (3,80 \$) und staatlichen Mindestlohn zum 1. April 1990) verdienen.

^b Höchstsatz des Mindestlohns auf Landes- und Bundesebene zum 1. April 1990 dividiert durch den durchschnittlichen Stundenlohn von Einzelhandelsmitarbeiter:innen im Bundesstaat 1986.

Die Ergebnisse liefern keinen Hinweis darauf, dass ein höherer Mindestlohn (in Relation zu den Einzelhandelslöhnen eines Staates) eine negative Auswirkung auf die Gesamtanzahl der Restaurants oder die Anzahl von Neueröffnungen hat. Ganz im Gegenteil, alle Schätzungen zeigen *positive* Auswirkungen höherer Mindestlöhne auf die Anzahl der offenen oder neu eröffneten Restaurants, obwohl sich viele unserer Punktschätzungen nur

unwesentlich von 0 unterscheiden. Obwohl diese Evidenz beschränkt ist, schließen wir daraus, dass die Auswirkung von Mindestlöhnen auf die Eröffnungsraten von Fast-Food-Restaurants klein ist.

VII. Weitere Daten zur Beschäftigungsveränderung in New Jersey

Unsere Analyse auf Betriebsebene legt nahe, dass die Anhebung des Mindestlohns in New Jersey möglicherweise zu mehr Beschäftigung in der Fast-Food-Branche geführt hat. Ist das nur eine Ausnahme im Rahmen unserer speziellen Stichprobe oder ein Phänomen, das sich auf die Fast-Food-Branche beschränkt? Daten aus der monatlichen Bevölkerungserhebung (Current Population Survey, CPS) ermöglichen uns einen Vergleich zwischen den Beschäftigungstrends in New Jersey und den umliegenden Staaten, um die Interpretation unserer Daten zu überprüfen. Anhand der monatlichen CPS-Daten für 1991 und 1992 berechneten wir die Erwerbstätigenquoten von Jugendlichen und Erwachsenen (25 Jahre und älter) für New Jersey, Pennsylvania, New York und für die gesamten Vereinigten Staaten. Da der Mindestlohn in New Jersey am 1. April 1992 erhöht wurde, berechneten wir die Beschäftigungsquoten für April–Dezember der Jahre 1991 und 1992. Die relativen Veränderungen der Beschäftigung in New Jersey und den umliegenden Staaten geben dann einen Hinweis auf die Auswirkungen des neuen Gesetzes.

Ein Vergleich der Beschäftigungsquoten von Erwachsenen zeigt, dass der Arbeitsmarkt in New Jersey im Zeitraum 1991–1992 etwas schlechter abschnitt als der Arbeitsmarkt US-weit oder jener in Pennsylvania oder New York (siehe Card, David und Krueger, Alan 1993 Tabelle 9).³³ Für Jugendliche war die Arbeitsmarktsituation in New Jersey jedoch besser, da die Jugendbeschäftigungsquote 1991–1992 um nur 0,7% sank und somit langsamer als in New York, Pennsylvania und den Vereinigten Staaten insgesamt. Im Vergleich zu Jugendlichen in Pennsylvania beispielsweise stieg die Jugendbeschäftigungsquote in New Jersey um 2,0 Prozentpunkte. Während diese Punktschätzung sich mit unseren Ergebnissen aus der Fast-Food-Branche deckt, ist der Standardfehler (3,2%) für eine zuverlässige Einschätzung zu groß.

³³ Die Beschäftigungsquote von Personen, die 25 Jahre oder älter sind, sank in New Jersey 1991–1992 um 2,6%, während sie in Pennsylvania um 0,3% stieg und in den gesamten Vereinigten Staaten um 0,2% sank.

VIII. Interpretation

Wie auch in einer früheren Studie von Katz, Lawrence F. und Krueger, Alan B. (1992) sind unsere empirischen Ergebnisse zu den Effekten des Mindestlohns in New Jersey nicht mit den Vorhersagen eines konventionellen Wettbewerbsmodells der Fast-Food-Branche konsistent. Unsere Beschäftigungsergebnisse decken sich mit mehreren alternativen Modellen, wobei jedoch keines dieser Modelle zugleich den offensichtlichen Anstieg von Fast-Food-Preisen in New Jersey erklären kann. In diesem Abschnitt fassen wir die Voraussagen des Standardmodells und einiger alternativer Modelle zusammen und betonen die jeweiligen Widersprüche zu unseren Ergebnissen.

A. Standard-Wettbewerbsmodell

Ein Standard-Wettbewerbsmodell besagt, dass die Beschäftigung auf Betriebsebene sinkt, wenn der Lohn exogen erhöht wird. Auf Branchenebene wird als Reaktion auf eine allgemeine Mindestlohnerhöhung ein Rückgang der Beschäftigung und ein Anstieg der Preise für die Produkte der Branche erwartet. Schätzungen aus der Zeitreihenliteratur zu den Auswirkungen von Mindestlöhnen können genutzt werden, um einen groben Überblick über die Elastizität zwischen Niedriglohnbeschäftigung und Mindestlohn zu erhalten. Die Studien von Brown, Charles/Gilroy, Curtis/Kohen, Andrew (1982; 1983) kommen zu dem Schluss, dass ein zehnprozentiger Anstieg im nach Abdeckungsgrad bereinigten Mindestlohn die Jugendbeschäftigungsrate um 1–3% verringert. Da dieser Effekt *alle* Jugendlichen und nicht nur jene im Niedriglohnsektor betrifft, stellt diese Schätzung gewiss eine Untergrenze für den Gesamteffekt im Fast-Food-Sektor dar. Die 18-prozentige Erhöhung des Mindestlohns in New Jersey ließe diesem Modell zufolge einen Rückgang der Beschäftigung in der Fast-Food-Branche um 0,4–1,0 Beschäftigte pro Restaurant erwarten. Unsere empirischen Ergebnisse widerlegen den oberen Bereich dieser Schätzungen eindeutig, einen kleinen negativen Effekt können wir in einigen unserer Spezifikationen jedoch nicht ausschließen.

Eine mögliche Rechtfertigung des Wettbewerbsmodells ist, dass bestimmte Standorte in New Jersey von unbeobachteten Nachfrageschocks betroffen waren – besonders jene, die ursprünglich Löhne unter 5,00 \$ pro Stunde bezahlt hatten. Allerdings sollten solche lokalen Nachfrageschocks auch die Produktpreise beeinflussen. (In der Tat wirken in einem Wettbewerbsmodell Nachfrageschocks auf ein Produkt durch einen Preisanstieg.) Obwohl Restaurants mit niedrigeren Löhnen in New Jersey einen relativen Beschäftigungszuwachs verzeichneten, gab es dort keinen relativen Preisanstieg. Darüber hinaus hat unsere Analyse der Beschäfti-

gungsentwicklung in zwei großen Vorstadtgebieten (um Newark und Camden) gezeigt, dass selbst innerhalb lokaler Gebiete die Beschäftigung in jenen Restaurants am schnellsten stieg, die ihre Löhne wegen des neuen Mindestlohns am stärksten erhöhen mussten.

B. Alternative Modelle

Eine Alternative zum herkömmlichen Wettbewerbsmodell ist ein Modell, in dem Unternehmen Preisnehmer auf dem Produktmarkt sind, aber eine gewisse Marktmacht auf dem Arbeitsmarkt haben. Wenn Fast-Food-Restaurants mit einer steigenden Arbeitsangebotskurve konfrontiert sind, kann eine Erhöhung des Mindestlohns die Beschäftigung in den betroffenen Unternehmen und in der Branche als Ganzes potenziell erhöhen.³⁴

Zur gleichen grundlegenden Einsicht gelangt man in einem Gleichgewichts-Suchmodell, in dem Unternehmen Löhne ausschreiben und Arbeitnehmer:innen in den ausgeschriebenen Angebote suchen (vgl. Mortensen, Dale T. 1988) Burdett, Kenneth und Mortensen, Dale T. (1989) leiten die Verteilung des Gleichgewichtslohns für ein nicht kooperatives Modell zu Lohnsuche/Lohnangebot her und zeigen, dass die Einführung eines verbindlichen Mindestlohns sowohl die Löhne als auch die Beschäftigung im Vergleich zum ursprünglichen Gleichgewicht erhöhen kann. Außerdem besagt ihr Modell, dass der Mindestlohn die Beschäftigung in jenen Unternehmen am stärksten erhöht, die zuvor die niedrigsten Löhne zahlten.

Obwohl monopsonistische Modelle und Modelle zur Arbeitsplatzsuche eine mögliche Erklärung für die beobachteten Beschäftigungseffekte des Mindestlohns in New Jersey bieten, können sie die beobachteten Preiseffekte nicht erklären. Laut diesen Modellen hätten die Preise in New Jersey im Vergleich zu Pennsylvania (und in Restaurants mit ursprünglich niedrigen Löhnen in New Jersey im Vergleich zu Restaurants mit hohen Löhnen in New Jersey) fallen sollen. Dies hat sich jedoch nicht bestätigt: Tatsächlich stiegen die Preise in New Jersey schneller als in Pennsylvania und entwickelten sich zwischen Hoch- und Niedriglohnrestaurants innerhalb New Jerseys etwa gleich. Ein weiteres Problem für Gleichgewichts-Suchmodelle ist das Ausbleiben von Lohnerhöhungen in Unternehmen, die ursprünglich 5,05 \$ oder mehr pro Stunde zahlten.

Die enge Verbindung zwischen den Beschäftigungs- und den Preiseffekten als Reaktion auf eine Erhöhung des Mindestlohns könnte durchbrochen werden, wenn Fast-Food-Restaurants die Qualität ihrer Dienstleistung variieren können (z.B. die Länge der Warteschlange zu Stoßzeiten oder die Sauberkeit in den Restaurants). Eine andere Möglichkeit ist, dass

³⁴ Die Studien von Sullivan (1989) und Ransom (1993) präsentieren empirische Ergebnisse für Krankenpfleger:innen und Hochschullehrer:innen, die ein monopolartiges Verhalten von Arbeitgeber:innen nahelegen.

die Standorte die relativen Preise ihrer verschiedenen Menüpunkte anpassen. Vergleiche der Preisänderungen für die drei in unserer Erhebung erfassten Artikel zeigen einen leichten Rückgang (-1,5%) der Preise für Pommes frites und Limonade in New Jersey im Vergleich zu Pennsylvania, verbunden mit einem relativen Anstieg (8%) der Preise für Hauptspeisen. Diese eingeschränkten Daten deuten auf relative Preisanpassungen in der Fast-Food-Branche in Folge der Erhöhung des Mindestlohns hin.

Eine Möglichkeit, ein Monopsonmodell zu testen, besteht darin, Restaurants zu identifizieren, die ursprünglich „Angebotsbeschränkungen“ auf dem Arbeitsmarkt unterlagen, und dann den Beschäftigungsanstieg an diesen Standorten mit anderen Standorten zu vergleichen. Ein potenzieller Indikator für Marktmacht ist die Verwendung von Vermittlungsboni. Wie wir in Tabelle 2 festgestellt haben, boten etwa 25% der Restaurants in Phase 1 den Mitarbeiter:innen, die bei der Suche nach neuen Mitarbeiter:innen behilflich waren, Geldprämien. Wir verglichen die Beschäftigungsänderungen jener Standorte in New Jersey, die in Phase 1 Vermittlungsprämien boten, und fügten unseren Modelle zu den Beschäftigungsänderungen einen Interaktionskoeffizienten der GAP-Variable mit der Dummy-Variable zur Vermittlungsprämie hinzu. Wir finden kein schnelleres (oder langsames) Beschäftigungswachstum in den Filialen in New Jersey, die ursprünglich Vermittlungsprämien nutzten, und es gibt auch keine Hinweise darauf, dass die GAP-Variable einen größeren Effekt auf Standorte hatte, die solche Boni einsetzten.

IX. Schlussfolgerungen

Im Gegensatz zu der zentralen Vorhersage des Lehrbuchmodells zum Mindestlohn, aber übereinstimmend mit einer Reihe von rezenten Studien auf der Grundlage von Zeitreihen-Querschnittsvergleichen von betroffenen und nicht betroffenen Märkten oder Arbeitgeber:innen finden wir keine Hinweise darauf, dass die Erhöhung des Mindestlohns in New Jersey die Beschäftigung in Fast-Food-Restaurants reduziert hat. Unabhängig davon, ob wir die Standorte in New Jersey, die von der Anhebung des Mindestlohns auf 5,05 \$ betroffen waren, mit Standorten im östlichen Pennsylvania (wo der Mindestlohn bei 4,25 \$ pro Stunde lag) oder mit Standorten in New Jersey, die bereits ursprünglich 5,00 \$ oder mehr zahlten (und vom neuen Gesetz weitgehend unberührt waren), vergleichen, stellen wir fest, dass die Erhöhung des Mindestlohns die Beschäftigung erhöhte. Wir präsentieren zudem eine Vielzahl von alternativen Spezifikationen, um die Robustheit unserer Schlussfolgerung zu überprüfen. Keine der Alternativen zeigt einen negativen Beschäftigungseffekt. Wir überprüfen unsere Ergebnisse für die Fast-Food-Branche weiters, indem wir die Veränderungen der Ju-

gendsbeschäftigungsquoten in New Jersey, Pennsylvania und New York im Jahr nach der Erhöhung des Mindestlohns verglichen. Auch diese Ergebnisse deuten auf einen relativen *Anstieg* der Beschäftigung von Niedriglohneempfänger:innen in New Jersey hin. Wir finden außerdem keine Hinweise darauf, dass Mindestlohnerhöhungen die Anzahl der neu eröffneten McDonald's-Filialen in einem Bundesstaat negativ beeinflussten.

Schließlich stellen wir fest, dass die Preise für Fast-Food-Mahlzeiten in New Jersey im Vergleich zu Pennsylvania stiegen, was darauf hindeutet, dass ein Großteil der Belastung durch die Mindestlohnerhöhung an die Kund:innen abgewälzt wurde. Innerhalb New Jerseys finden wir jedoch *keine* Hinweise darauf, dass die Preise an jenen Standorten, die von der Mindestlohnerhöhung am stärksten betroffen waren, stärker gestiegen sind. Zusammengefasst sind diese Ergebnisse nur schwer mit dem Standard-Wettbewerbsmodell oder mit Modellen, in denen die Arbeitgeber:innen Angebotsbeschränkungen unterliegen (z.B. Monson- oder Gleichgewichts-Suchmodelle), zu erklären.

Literatur

- Brown, Charles/Gilroy, Curtis/Kohen, Andrew (1982). The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment. *Journal of Economic Literature* 20 (2), 487–528. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/2724487>.
- Brown, Charles/Gilroy, Curtis/Kohen, Andrew (1983). Time Series Evidence on the Effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment. *Journal of Human Resources* 18 (1), 3–31. Online verfügbar unter <https://www.jstor.org/stable/145654>.
- Burdett, Kenneth/Mortensen, Dale T. (1989). Equilibrium wage differentials and employer size. Northwestern University. Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science Discussion Paper 860.
- Bureau of National Affairs (Hg.) (1990). Daily Labor Report, 5. Mai 1990. Washington, DC.
- Bureau of National Affairs (Hg.) (irregular). Labor Relations Reporter Wages and Hours Manual. Washington, DC.
- Card, David (1992a). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987–89. *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1), 38–54. <https://doi.org/10.1177/001979399204600104>.
- Card, David (1992b). Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage. *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1), 22–37. <https://doi.org/10.1177/001979399204600103>.
- Card, David/Krueger, Alan (1993). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. Cambridge, MA. National Bureau of Economic Research Working Paper 4509. <https://doi.org/10.3386/w4509>.
- Katz, Lawrence F./Krueger, Alan B. (1992). The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry. *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1), 6–21. <https://doi.org/10.1177/001979399204600102>.
- Lester, Richard Allen (1964). *Economics of labor*. 2. Aufl. New York, Macmillan.
- Lester, Richard Allen (1960). Employment Effects of Minimum Wages. *Industrial and Labor Relations Review* 13 (13 // 2), 254–264. <https://doi.org/10.1177/001979396001300207>.
- Machin, Stephen/Manning, Alan (1994). The Effects of Minimum Wages on Wage Disper-

- sion and Employment: Evidence from the U.K. Wage Councils. *Industrial and Labor Relations Review* 47 (2), 319–329. <https://doi.org/10.1177/001979399404700210>.
- McDonald's Corporation (1991). Annual report. Chicago.
- Mincer, Jacob/Leighton, Linda (1981). The Effects of Minimum Wages on Human Capital Formation. In: Simon Rottenberg (Hg.). *The economics of legal minimum wages*. Washington, D.C., American Enterprise Inst. for Public Policy Research, 155–173, ISBN: 9780844721989.
- Mortensen, Dale T. (1988). *Equilibrium Wage Distributions. A Synthesis*. Northwestern University. Discussion paper 811. Online verfügbar unter <https://www.kellogg.northwestern.edu/research/math/papers/811.pdf>.
- Ransom, Michael R. (1993). Seniority and Monopsony in the Academic Labor Market. *The American Economic Review* 83 (1), 221–233. Online verfügbar unter <https://www.jstor.org/stable/2117505>.
- Stigler, George J. (1946). The Economics of Minimum Wage Legislation. *The American Economic Review* 36 (3), 358–365. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/1801842>.
- Sullivan, Daniel (1989). *Monopsony power in the market for nurses*. Cambridge, Mass., National Bureau of Economic Research. Online verfügbar unter https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/nber_w3031.pdf?abstractid=979940&mirid=1.
- U.S. Department of Commerce (Hg.) (1990.). *1987 Census of retail trade. Miscellaneous subjects*. Government Printing Office. Washington DC. Online verfügbar unter <https://books.google.at/books?id=vp6wkFkjL4oC&hl=de&pg=PP1#v=onepage&q&f=false>.
- Wellington, Alison J. (1991). Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update. *Journal of Human Resources* 26 (1), 27–46. <https://doi.org/10.2307/145715>.

Zusammenfassung

Am 1. April 1992 wurde der Mindestlohn in New Jersey von 4,25 \$ auf 5,05 \$ pro Stunde angehoben. Um die Auswirkungen dieser Änderung zu evaluieren, haben wir 410 Fast-Food-Restaurants in New Jersey und im östlichen Pennsylvania vor und nach der Erhöhung befragt. Vergleiche der Beschäftigungszahlen in New Jersey und Pennsylvania (wo der Mindestlohn unverändert blieb) liefern eine einfache Abschätzung zur Auswirkung von höheren Mindestlöhnen. Wir vergleichen zudem die Beschäftigungsentwicklung an Standorten in New Jersey, die schon zuvor höhere Löhne bezahlten (über 5,00 \$), mit der Entwicklung an Standorten mit niedrigeren Löhnen. Wir finden keine Hinweise darauf, dass sich eine Anhebung des Mindestlohns negativ auf die Beschäftigung auswirkt.

Schlüsselbegriffe: Mindestlohn, Beschäftigungseffekt, New-Jersey Fast Food Industrie
JEL-Codes: J30, J23