



LEUPHANA
UNIVERSITÄT LÜNEBURG

FAKULTÄT WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN
Volkswirtschaftslehre

Kurs: Angewandte Kausalanalyse mit STATA
Modul: VWL-Lehrforschungsprojekt I
Prüfer: Prof. Dr. Boris Hirsch
Abgabedatum: 15/03/2021

Die Effekte einer Mindestloohnerhöhung

Am Beispiel der Fast-Food Industrie in New Jersey und Pennsylvania 1992



von

Fynn Lohre
(Matrikel-Nr. 3035850)



5. Semester

Major: Volkswirtschaftslehre

Minor: Politikwissenschaft

Inhaltsverzeichnis

I	Schriftliche Ausarbeitung	II
1	Einleitung	1
2	Methodik	2
2.1	Daten	2
2.2	Theoriebildung	3
3	Effekt auf das Lohngefüge	5
4	Effekt auf die Arbeitsnachfrage	9
5	Diskussion	12
6	Fazit	14
II	Appendix	III
	Literaturverzeichnis	IV
	Abbildungsverzeichnis	V
	Tabellenverzeichnis	VI
	Eidesstattliche Erklärung	VII

Teil I

Schriftliche Ausarbeitung

1 Einleitung

Die Debatte um Mindestloohnerhöhungen ist nicht nur im politischen sondern auch im ökonomischen Rahmen stark kontrovers. Während nach Ansicht der Mindestlohngegner eine Erhöhung des Mindestlohns negative Konsequenzen für die Beschäftigung nach sich ziehe, sei nach Ansicht der Mindestlohnbefürworter dieser Effekt nicht bestätigt.

Im Rahmen dieser Ausarbeitung wird sich zur Beantwortung dieser Frage dem quasi-natürlichen Experiment in New Jersey und Pennsylvania 1992 bedient. In einem der beiden aneinander grenzenden Staaten, New Jersey, kommt es zu einer Erhöhung des Mindestlohns auf 5.05\$, während Pennsylvania nicht von dieser Erhöhung betroffen ist. Untersucht wird dabei die Schnellrestaurant-Industrie, welche nach Dube et al. (2010) der größte und intensivste Nutzer von Arbeitskräften ist, die vom Mindestlohn betroffen sind.

Es wird geklärt, wie sich die Mindestloohnerhöhung auf das Lohngefüge und die nachgefragte Beschäftigung auswirken. Zusätzlich werden die Übertragbarkeit und die zugrundeliegenden ökonomischen/ökonometrischen Annahmen diskutiert.

Basis dieser Analyse sind dabei die Daten und das Vorgehen von Card und Krueger (1994), welche als Mindestlohnbefürworter einzuordnen sind. Allerdings finden auch die kritischen Würdigungen von Neumark und Wascher (2000) in dem entsprechenden Diskurs ihre Würdigung.

In *Abschnitt 2* werden dabei die zugrundeliegenden Daten genauer vorgestellt und Hypothesen gebildet. Grundlage für die Hypothesen ist dabei die, von der Neoklassik ausgehende, ökonomische Theorie. In den *Abschnitten 3 & 4* wird unter Verwendung der DvD-Schätzung gezeigt, dass die Hypothesen nicht uneingeschränkt übertragbar zu sein scheinen. Die Ergebnisse werden anschließend in *Abschnitt 5* kritisch hinterfragt, wo dann auch neuere Studien, wie die von Dube et al. (2010), ihre Berücksichtigung finden. Es wird genauer erörtert, wie es zu unterschiedlichen Ergebnissen bei den Auswirkungen kommen kann und welche Annahmen sich als problematisch erweisen.

2 Methodik

Bevor es zur Analyse möglicher kausaler Effekte der Mindestloohnerhöhung kommt, werden zunächst die zugrundeliegenden Daten analysiert und auf Basis des aktuellen Forschungsstandes Hypothesen gebildet.

2.1 Daten

Der zugrunde liegende Mikropanel basiert dabei auf der Analyse von Card und Krueger (1994).¹ Es sind 1305 Restaurants zu zwei Zeitpunkten (vgl. Dummy *Zeitpunkt* T_1 in Tabelle 2.1) beobachtet worden. T_0 bildet dabei einen Zeitpunkt Pre-Mindestloohnerhöhung ab, während T_1 Post-Mindestloohnerhöhung internalisiert.

Tabelle 2.1: Deskription des Datensatzes (n=2610)

	Mittelwert	Std. Abweichung	Min.	Max.
Einstiegslohn	4.805766	0.361671	4.25	6.25
Beschäftigung	17.07979	8.2712831	3	67.5
Zeitpunkt T_1	0.5	0.5000958	0	1
New Jersey	0.810728	0.3917996	0	1
Franchisebetrieben	0.667433	0.4712232	0	1
Mittlere Öffnungszeit	14.25077	2.662098	7	24
Mittlere geöffnete Schalter	3.614943	1.272105	1	8

An der Variable *New Jersey* ist zu erkennen, dass 81 Prozent der Restaurants in New Jersey angesiedelt und somit von der Mindestloohnerhöhung betroffen sind. Die restlichen 19 Prozent gehören folglich der Kontrollgruppe in Pennsylvania an und sind nicht unmittelbar von der Erhöhung betroffen.

Als abhängige Variablen sind sowohl der *Einstiegslohn* als auch die *Beschäftigung* im Datensatz vorhanden. Der Einstiegslohn erstreckt sich auf einer Amplitude von 4.25 USD bis 6.25 USD und streut im Mittel 0.36 USD um den Mittelwert von 4.81 USD. Die Beschäftigung wird als vollzeitäquivalente Gesamtbeschäftigung operationalisiert. So liegt diese zwischen mindestens drei und maximal 67.5 vollzeitäquivalent Beschäftigten. Im Mittel, über alle Einheiten hinweg, liegt in einem Restaurant eine Beschäftigung von 17.1 mit einer mittleren Abweichung von 8.3 vor.

Zusätzlich wurden als Kontrollvariablen *Franchisebetrieben*, also ob ein Betrieb durch das Franchise vorliegt, die *mittlere Öffnungszeit*, die *mittleren geöffneten Schalter* und die *Kette des Restaurants* aufgenommen.

¹Der Vollständigkeit halber sei erwähnt, dass es sich nicht um dem originalen Datensatz handelt, sondern um einen, der Prüfungsleistung angepasst, Datensatz. Im Folgenden wird angenommen, dass sich dessen Erhebung nicht hinsichtlich des Vorgehens und somit der Validität von Card und Krueger (1994) unterscheidet.

Tabelle 2.2: Deskription der Variable: *Kette des Restaurants*

	Abs. Häufigkeit	Rel. Häufigkeit	Kumul. rel. Häufigkeit
Burgerking	1,058	0.4054	0.4054
KFC	575	0.2199	0.6253
Roys	604	0.2314	0.8567
Wendys	374	0.1433	1
Total	2,610	1	

In Tabelle 2.2 ist zu erkennen, dass die Ketten nicht gleichmäßig verteilt sind, sondern eine Überrepräsentation von Burgerking (40.54 Prozent) und eine Unterrepräsentation von Wendys (14.33 Prozent) vorliegt.

2.2 Theoriebildung

Zu klären ist, welche Effekte in Folge einer Mindestloohnerhöhung, unter Berücksichtigung von standard ökonomischer Theorie und empirischen Funden, auf das Lohngefüge und die Beschäftigung zu erwarten sind.

Grundsätzlich liegt in einem vereinfachten neoklassischem Modell eines perfekten Arbeitsmarktes ohne Mindestlohn² (w^{min}) ein Gleichgewichtslohn vor, bei welchem Arbeitnehmer mit einem Lohn \leq deren Grenzproduktivität (GPA) entlohnt werden. Wird nun vereinfachend vorausgesetzt, dass es keine weiteren Anpassungsmöglichkeiten hinsichtlich bspw. des allg. Beschäftigungslevels gibt, ist zu erwarten, dass die Arbeitnehmer (mit $GPA < w^{min}$) mit w^{min} , aber auch andere Arbeitnehmer (mit $GPA > w^{min}$) mit w^{min} entlohnt werden, um den vorherigen "Verlust" auszugleichen. Dies impliziert eine Verringerung der Lohnungleichheiten im unteren Segment. Diese Theorie deckt sich mit den empirischen Funden von bspw. Dickens und Manning (2004) für die UK, bei dem ungleichheitsreduzierender Effekt im unteren Lohnsegment zu erkennen war.

Hypothese I: Es ist ein stauchender Effekt durch die Erhöhung des Mindestlohns in New Jersey zu erwarten. Dieser impliziert eine Verringerung der Varianz nicht jedoch eine generelle Erhöhung des mittleren Lohns.

Wird die Annahme gelöst, dass nur Auswirkungen auf das Lohngefüge bestehen, ergibt sich der, in Abbildung 2.1 dargestellte, Effekt einer Verringerung der Arbeitsnachfrage. Zwar steigt das Arbeitsangebot aufgrund des höheren Lohns, allerdings führt dies u.a. aufgrund der höheren Kosten zu einer niedrigeren Nachfrage.

²Im Folgenden bezieht sich Mindestlohn immer auf einen bindenden Mindestlohn.

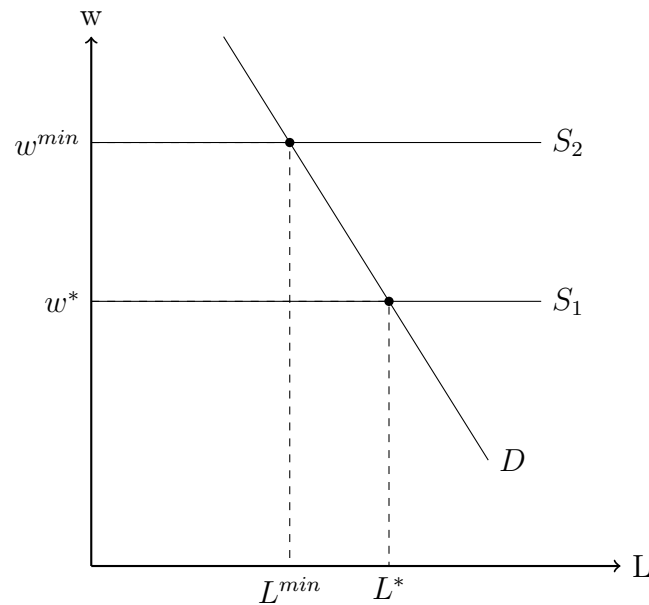


Abbildung 2.1: Einfluss eines bindenden Mindestlohns unter Annahme vollständiger Konkurrenz

(Quelle: Eigene Visualisierung)

Dies deckt sich mit den Befunden von Neumark und Wascher (2007), welche in einer Untersuchung von 102 Mindestlohnstudien einen überwiegend negativen Beschäftigungseffekt feststellen konnten.

Hypothese II: Ein höherer Mindestlohn führt zu einer Verringerung der Nachfrage nach Arbeit. In diesem Szenario ist von einem höherem mittleren Lohn auszugehen.

Anzumerken ist, dass die Evidenz für einen negativen Beschäftigungseffekt nicht eindeutig ist. So ist bereits innerhalb von Neumark und Wascher (2007) erkennbar, dass es auch Beispiele gibt, in denen es keinen oder sogar einen positiven Beschäftigungseffekt gibt. Insbesondere die Annahmen des perfekten Wettbewerbes und der konstanten Skalenerträge stellen dabei zwingende Annahmen der Neoklassik dar, erweisen sich jedoch in einer Vielzahl der Fälle als problematisch.

Gerade die Keynesianische Theorie den kausalen Zusammenhang zwischen Löhnen und Beschäftigung bzw. Arbeitsnachfrage in Frage. Auch eine tatsächliche Veränderung des Reallohns ist nach keynsianischer Theorie eher unwahrscheinlich, da sich lediglich das Preisniveau mit anpassen würde.

3 Effekt auf das Lohngefüge

Fraglich ist, wie sich die Mindestlohnerhöhung auf das Lohngefüge in New Jersey ausgewirkt hat. Abbildung 3.1 zeigt die unterschiedlichen Veränderungen von New Jersey zur Kontrollgruppe Pennsylvania im zeitlichen Ablauf.

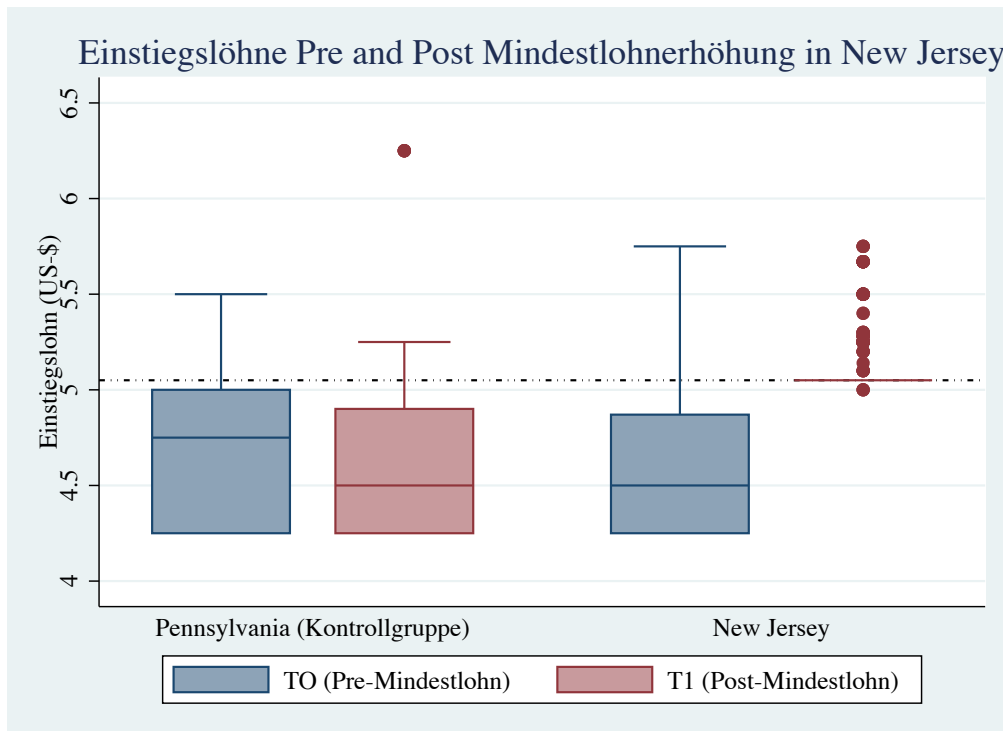


Abbildung 3.1: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf die Einstiegslohne (Kontrollgruppe: Pennsylvania)

(Quelle: Eigene Visualisierung)

Es ist zu erkennen, dass in Pennsylvania die Verteilung zum Zeitpunkt T_1 im Gegensatz zu T_0 linkssteil ist, woraus sich ein Absinken des Lohnniveaus, mit Ausnahme eines Ausreißers, schließen lässt. Da es sich bei Pennsylvania um die Kontrollgruppe handelt, lässt sich somit auf einen negativen zeitfixen Effekt schließen. Als Grund kann eine mögliche Rezession angeführt werden (Card und Krueger, 1994).

Tabelle 3.1: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf die Einstiegslohne

	Pennsylvania		New Jersey		
	Mittelwert	Std. Abw.	Mittelwert	Std. Abw.	Differenz
Lohn (Pre)	4.677206	0.230934	4.601163	0.107242	.0760439**
Lohn (Post)	4.639636	0.0238241	5.079168	0.0032055	-.4395328***

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Trotz dieses zeitfixen Effektes ist die Einführung eines Mindestlohns klar zu erkennen.¹ Zum Zeitpunkt T_1 gibt es einen zu mehr als 99.9 Prozent gesicherten höheren Lohn von 0.44 USD in New Jersey, während es zu T_0 noch einen zu mehr als 99 Prozent gesicherten niedrigeren Lohn von 0.08 USD gab (Vgl. Tabelle 3.1). Der Boxplot in Abbildung 3.1 zeigt dabei eindrucksvoll den stauchenden Effekt und die Lohnkonzentration auf den Mindestlohn in New Jersey.

Allerdings ist an dieser Stelle noch nicht geklärt, ob diese Veränderung kausal auf die Mindestlohnerhöhung zurückgeht und wie hoch der tatsächliche Effekt ist.

Tabelle 3.2: Prozentuale Auswirkungen auf die Einstiegslöhne (KQ Schätzung)

<i>Logarithmierter Lohn</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
New Jersey	0.0386*** (9.02)	-0.0162** (-3.00)	-0.0162** (-3.00)	-0.0152** (-2.87)	-0.0152** (-2.87)
Zeitpunkt T_1	0.0807*** (33.79)	-0.00814 (-1.52)	0.101*** (45.56)	-0.00814 (-1.52)	-0.00814 (-1.19)
$T_1 \times$ New Jersey		0.110*** (18.86)		0.110*** (18.85)	0.110*** (15.13)
$T_1 \times$ Pennsylvania			-0.110*** (-18.86)		
Kette des Restaurants				✓	✓
Cluster-robuste SF	✓	✓	✓	✓	
N	2610	2610	2610	2610	2610
R^2	0.320	0.399	0.399	0.419	0.419

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Während (1), eine einfache KQ-Schätzung ohne Interaktionsterm, noch den Trugschluss eines positiven Zeittrends zulässt, ändert sich dies in (2) und (3) durch die Aufnahme des Interaktionsterms (Mindestlohneffekts). In New Jersey ist ein zum 1%-Niveau gesichertes niedrigeres Lohnlevel von 1.6 Prozent als in Pennsylvania. Insgesamt ergibt sich damit in New Jersey eine statistisch gesicherte Lohnveränderung von 10.1 Prozent zwischen T_0 & T_1 . Der Effekt, der dabei jedoch auf die Mindestlohnerhöhung zurück geht, ist deutlich höher mit 11 Prozent.

¹ Auffällig ist an dieser Stelle, dass keine vollständige Komplianz (sofern keine Datenfehler bestehen) vorzuliegen scheint, da 3 Restaurants mit weniger als w^{min} entlohnen.

Zusätzlich ist in (2) der negative zeitfixe Effekt der Kontrollgruppe von 0.8 Prozent zu erkennen. Zwar ist dieser Effekt nicht statistisch gesichert, dennoch ergeben sich daraus inhaltliche Implikationen. Mit einer Sicherheit von 95 Prozent liegt der zeitfixe Effekt zwischen -1,9 Prozent und +0,2 Prozent. Somit zeigt sich, dass keine Lohnveränderung im Hinblick auf die üblichen Inflationslevel zum Angleich der Reallöhne vorliegt. Dies impliziert, jegliche, darüber hinaus gehende, positive Veränderung in New Jersey ist auf die Erhöhung des Mindestlohnes zurückzuführen (sofern es keine anderen Einflüsse gibt). Zusätzlich lässt sich die fehlende Schätzpräzision auch durch den vergleichsweise kleinen Anteil von Pennsylvania erklären.

In der Theorie wäre auch die Sichtweise denkbar, dass die Erhöhung des Mindestlohns der Regelfall und die Nichterhöhung das "Treatment" sei. In diesem Fall würde sich ein äquivalenter aber negativer Effekt für eine Nichterhöhung ergeben und der zeitfixe Effekt wäre die Veränderung in New Jersey (vgl. (3)). Allerdings wird im Folgenden u.a. aufgrund der Theoriebildung in Abschnitt 2.2 davon ausgegangen, dass die Erhöhung des Mindestlohns das *Treatment* ist.

Diese Ergebnisse basieren auf der Annahme mittlerer bedingter Unabhängigkeit und der Verwendung von cluster-robusten Standardfehlern. Letzteres ist dabei vorzunehmen, um für zwischen dem selben Restaurant bestehende Korrelation zwischen T_0 & T_1 zu kontrollieren. Eine Regression ohne entsprechende Standardfehler (vgl. (5)) ist abzulehnen, auch wenn diese statistisch signifikante Ergebnisse liefert.

Weiterhin könnte die Schätzung nicht den tatsächlich kausalen Effekt identifizieren, wenn die Annahme mittlerer bedingter Unabhängigkeit verletzt ist. Eine Möglichkeit der Verletzung könnte vorliegen, wenn die Kette des Restaurants, die bisher keine Berücksichtigung fand, einen Einfluss auf die Lohnänderung im zeitlichen Verlauf besitzt. Abbildung 3.2 zeigt dabei, dass die Ketten bzw. dessen relativer Anteil zwischen den Staaten variiert. Sollte nun die Entlohnung variieren, z.B. da, das in New Jersey überrepräsentierte, KFC stärker wächst und deshalb bessere Löhne zahlt, kommt es zu einer fehlerhaften Schätzung des Lohneffekts.

Eine Aufnahme (vgl. (4)) führt jedoch lediglich zu einer Veränderung des Lohnunterschiedes zwischen den Staaten von 0.1 Prozentpunkten. Auch wenn es, u.a. begründet durch die zusätzliche Optimierungsdimension, zu einer Erhöhung der erklärten Streuung kommt, ist kein identifizierendes Problem im Hinblick auf den Lohneffekt zu erkennen. Eine Aufnahme ist somit nicht zwingend erforderlich, um den kausalen Effekt zu identifizieren.

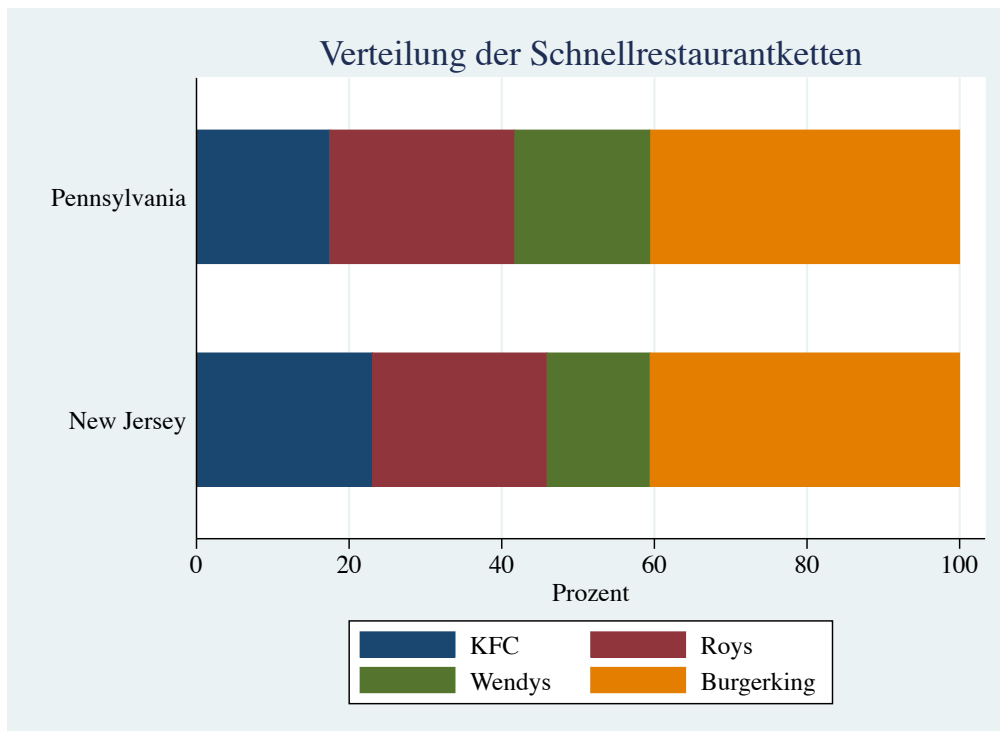


Abbildung 3.2: Anteil der Schnellrestaurants in Pennsylvania und New Jersey

(Quelle: Eigene Visualisierung)

Zwischenergebnis: Es gibt eine statistisch und ökonomisch signifikante Erhöhung des Lohns durch den höheren Mindestlohn in New Jersey. Außerdem ist ein stauchender Effekt erkennbar.

Es zeigt sich, dass Hypothese I mit Einschränkungen zugestimmt werden kann. Zwar ist, wie zu erwarten, ein stauchender Effekt erkennbar. Allerdings zeigt sich ein genereller Anstieg des Einstiegslohns, was entgegen der aufgestellten Hypothese ist. Eine mögliche Begründungen könnten die geringe Varianz und somit geringe Flexibilität der Einstiegslohne sein. Auch könnte es zwar eine Erhöhung des Nominallohns, nicht jedoch des Reallohns vorliegen. Dies könnte durch eine Kontrolle des Preisniveaus untersucht werden. Darüber hinaus könnte auch eine Veränderung in angebotener/nachgefragter Beschäftigung diese Veränderung auslösen (vgl. Abbildung 2.1).

Im Folgenden ist deshalb zu klären, welchen Einfluss die Mindestloohnerhöhung auf die Beschäftigung besitzt:

4 Effekt auf die Arbeitsnachfrage

Um die Frage des Beschäftigungseffektes zu klären, bedarf es einer Differenz-von-Differenzen-Schätzung. Unter der Annahme, dass sich die Beschäftigungsniveaus in New Jersey und Pennsylvania ohne Einflüsse simultan entwickeln, wird die erzeugte Abweichung durch die Änderung im Mindestlohn untersucht.

Tabelle 4.1: Auswirkungen auf die Beschäftigung (Differenz-von-Differenz Schätzung)

<i>Beschäftigung</i>	(1)	(2)	(3)
Zeitpunkt T_1	-1.935** (-2.78)	-2.224** (-3.29)	-2.224* (-2.33)
$T_1 \times \text{New Jersey}$	2.064** (2.81)	2.353** (3.27)	2.353* (2.31)
Mittlere Öffnungszeit		1.290*** (4.82)	1.290*** (3.40)
Mittlere geöffnete Schalter		0.841*** (3.51)	0.841* (2.48)
Konstante	17.21*** (148.25)	-4.178 (-1.05)	-4.178 (-0.74)
Zentrierungstransformation	✓	✓	
Personendummies			✓
N	2610	2610	2610

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Die Regression ohne Kontrollvariablen (1) suggeriert dabei, dass durch das *Treatment* die Beschäftigung um knapp zwei Vollzeitbeschäftigte c.p. wächst. Dieser Beschäftigungseffekt ist dabei statistisch signifikant zum 1%-Niveau. Eine Standardabweichung von knapp acht vollzeitäquivalent Beschäftigten bei der Beschäftigung lässt zunächst vermuten, dass dies kein ökonomisch signifikanter Effekt ist. Insbesondere da die Standardabweichung die Streuung um den Mittelwert, also auch zwischen den Restaurants, und nicht ausschließlich im zeitlichen Verlauf betrachtet, ist die Standardabweichung folglich kein geeigneter Indikator. Da sich durch den Effekt ein negativer Zeittrend nicht nur verhindern, sondern trotzdem eine Verbesserung von T_0 zu T_1 erreichen lässt, ist der Effekt als ökonomisch höchst relevant einzustufen.

Sollte es jedoch zu einer Veränderung der Nachfrage nach Schnellrestaurants bzw. deren Essen gekommen sein, so könnte der Schätzer ein verzerrtes Bild abgeben. Durch die mittlere Öffnungszeit und die mittleren geöffneten Schalter lässt sich jedoch die Nachfrage, und ein durch eine Rezession bedingter Nachfragerückgang (Card und Krueger, 1994), internalisieren. Die Aufnahme der Kontrollvariablen führt zu einer, zumindest der T-Statistik nach zu urteilen, präziseren Schätzung. Der negative Zeitrend und der Beschäftigungseffekt erhöhen sich beide gleichmäßig im Betrag. Dies gibt erste Indizien, dass der Beschäftigungseffekt eventuell noch größer, nämlich 2.4 vollzeitäquivalent Beschäftigte, sein könnte.

Für diesen DvD-Ansatz ist eine Zentrierungstransformation (vgl. (1) & (2)) vorzuziehen, da wenn n wächst auch zwangsweise die Stichprobe, also die Gesamtanzahl der Restaurants, sich erweitert. Trotzdem würde selbst die "vorsichtigere" Schätzung über die Einheitendummies (3) statistisch signifikante Ergebnisse liefern.

Tabelle 4.2: Ist der Mindestlohneffekt davon betroffen, ob das Restaurant vom Franchise geführt wird? (Differenz-von-Differenz Schätzung)

<i>Beschäftigung</i>	(1)	(2)	(3)
Zeitpunkt T_1	-2.062** (-3.02)	-2.358* (-2.24)	-2.066** (-3.04)
Mittlere Öffnungszeit	1.390*** (5.71)	1.253** (3.00)	1.315*** (4.90)
Mittlere geöffnete Schalter	0.565 (1.42)	0.991** (3.20)	0.820*** (3.41)
$T_1 \times \text{New Jersey}$	2.525*** (3.37)	2.369* (2.14)	2.496*** (3.31)
$T_1 \times \text{Franchisebetrieben}$			-0.272 (-0.22)
$T_1 \times \text{New Jersey} \times \text{Franchisebetrieben}$			-0.170 (-0.13)
Betrieben durch Franchise	\times	$\sqrt{}$	
Konstante	-6.286 (-1.54)	-3.255 (-0.53)	-4.469 (-1.12)
N	868	1742	2610

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Zusätzlich ist fraglich, ob sich dieser Beschäftigungseffekt für die Restaurants unterscheidet, wenn diese vom Franchise geführt werden.

So könnte bspw. der größere Verwaltungsapparat zu einer geringeren Flexibilität und somit langsameren Anpassung der Beschäftigung führen. Andererseits könnte höhere Anonymität, und dadurch eine mittelbar geringere Bindung zu den Mitarbeitern, zu einer geringeren Hemmung einer Anpassung führen. Auch ist denkbar, dass die Tatsache, ob ein Unternehmen franchisebetrieben ist, mit anderen Faktoren wie z.B. der Größe korreliert.

Unter Berücksichtigung der zuvor angesprochenen Kontrollvariablen ergibt sich, autark betrachtet, ein zu 99,9% gesicherter Effekt von 2.53 für alle, nicht durch das Franchise betriebenen (1) und ein 95% gesicherter Effekt von 2.37 für alle, durch das Franchise betriebenen, Restaurants (2). Auffällig dabei ist die geringere Schätzpräzision für die, durch das Franchise betriebenen, Restaurants, trotz des deutlich höheren n .

Allerdings impliziert dies nicht zwingend, dass es einen statistisch gesicherten Unterschied zwischen den Effekten gibt. (3) zeigt dabei, dass die Variation, die auf diesen Unterschied i.V.m. der Mindestloohnerhöhung zurückführbar werden kann, von -0.170 nicht statistisch gesichert ist. Auch ist dieser Effekt aufgrund der geringen Größe des Koeffizienten kaum von ökonomischer Relevanz.

Zwischenergebnis: Es ist ein positiver Beschäftigungseffekt vorzufinden, welcher sowohl statistisch als auch ökonomisch signifikant ist. Es gibt jedoch keinen gesicherten Unterschied, wenn das Unternehmen vom Franchise geführt wird.

Es zeigt sich, dass das Ergebnis konträr ist zu den Erwartungen nach neoklassischer Theorie. Möglichen Ursachen können sein, dass..

1. das Modell der Neoklassik überholt ist.
2. Annahmen der Neoklassik in diesem Szenario verletzt sind.
3. eine Fehlspezifikation des Regressionsmodell vorliegt.
4. Annahmen der (DvD-)Schätzungen verletzt sind und somit ATEs nicht identifiziert werden.

Im Folgenden werden die Ergebnisse kritisch beleuchtet:

5 Diskussion

Die dargestellten Ergebnisse eines positiven Beschäftigungseffektes bgründen sich auf Basis der Daten und des Vorgehens von Card und Krueger (1994), welche ebenfalls einen positiven Effekt fanden. Zwar wurde in dieser Ausarbeitung Beschäftigung als Vollzeitäquivalent operationalisiert und somit einer der Kritikpunkte von Neumark und Wascher (2000) aufgelöst. Dennoch sind die Ergebnisse nicht uneingeschränkt zu verallgemeinern. Es stellt sich die Frage, was das Ergebnis beeinflussen könnte:

Daten - So unterscheiden sich die CK Daten signifikant von denen der Gehaltsabrechnung der EPI (Neumark und Wascher, 2000). Unter Verwendung dieser Daten komme es, bei äquivalentem Vorgehen, zu einem konträren Effekt. Insbesondere die Stichprobe an sich i.V.m. dem *response bias* führe demnach zu diesen Unterschieden. Allerdings entkräfteten Card und Krueger (2000) den Vorwurf der fehlenden administrativen Daten durch die Nutzung anderer administrativ erstellter Daten mit dem erneuten Ergebnis, dass es einen (leicht) positiven, und zumindest keinen negativen, Beschäftigungseffekt gibt.

DvD-Ansatz - Damit sich aus den DvD-Schätzung auch tatsächlich ein kausaler Effekt ableiten lässt, gilt es, dass das Modell richtig spezifiziert ist und die notwendigen Annahmen erfüllt sind.

Um den Effekt durch das *Treatment* zu ermitteln, muss die Kontrollgruppe korrekt konstruiert sein. Dies impliziert die Annahme paralleler Trends und die Tatsache, dass die Kontrollgruppe nicht vom *Treatment* betroffen ist. Konkret bedeutet dies, dass sich New Jersey und Pennsylvania ohne die Mindestloohnerhöhung gleichmäßig entwickelt hätten und Pennsylvania nicht mittelbar durch die Lohnerhöhung betroffen ist.

Durch das quasi-natürliche Experiment ergibt sich zwar indirekt die Zuweisung zur Kontrollgruppe. Allerdings ist fraglich, ob die zeitfixen Effekte für New Jersey und Pennsylvania gleich sind. Sollte sich bswp. die, von Card und Krueger (1994) angesprochene, Rezession aufgrund anderer Strukturen stärker in Pennsylvania auswirken, wäre der Beschäftigungseffekt in New Jersey überschätzt. Gleichzeitig könnte jedoch eine andere Veränderung im zeitlichen Verlauf, z.B. ein neues Gesetz, dazu führen, dass der tatsächliche negative zeitfixe Effekt und somit der Beschäftigungseffekt in New Jersey unterschätzt wären. Auch wenn es keine konkreten Hinweise einer Verletzung gibt, ist diese Annahme als kritisch zu betrachten.

Zusätzlich könnte Pennsylvania mittelbar durch die Mindestlohnerhöhung betroffen sein. Zwar finden Dube et al. (2010) keine Hinweise auf sog. ”*spillover Effekte*” für die Gesamtbeschäftigung. Dennoch kann es zu einer gewissen Selektion, z.B. im Bezug auf das Talent der Beschäftigten, und somit Substitution der Arbeitskräfte zwischen New Jersey und Pennsylvania kommen.

Darüber hinaus zeigten Dube et al. (2010) die Problematik auf, dass die konträren Ergebnisse u.a. auf die unterschiedlichen Methoden, also die Auswahl der Fallstudien, zurückzuführen seien. Die verwendeten Methoden kontrollieren jedoch nicht ausreichend für Heterogenität im Beschäftigungswachstum. Nach Ansicht von Dube et al. (2010) sei dieses Fehlen von adäquater Kontrolle insbesondere für unbeobachtete Heterogenität i.V.m. zu geringen Zeitverzögerungen innerhalb der Datenbetrachtung ausschlaggebend für die hohe Varianz in den Ergebnissen der Studien.

Um dies zu berücksichtigen, müssten in dieser Studie bspw. Paare zwischen Regionen (counties) mit ähnlichen ökonomischen Rahmenbedingungen gebildet werden. Zusätzlich könnten weitere Zeitpunkte zur Überprüfung der Effekte in Betracht gezogen werden.

Hinzukommend gilt es bei Aufnahme von Kontrollvariablen kritisch zu überprüfen, ob es sich um endogene Regressoren handelt. Sollte dies für die Regressionen 4.1 & 4.2 und die *mittlere Öffnungszeit* und die *mittleren geöffneten Schalter* der Fall sein, käme es ebenfalls zu einem nicht korrekt identifizierten Mindestlohneffekt. Als Beispiel könnte die Korrelation mit der Größe des Restaurants und somit auch eine Simultaneität von Regressor und Regressand angeführt werden.

Annahmen Neoklassik - Zur Erklärung der Differenz zwischen Theorie und Empirie ist jedoch auch die Theorie an sich kritisch zu betrachten. Dabei soll an dieser Stelle nicht die Neoklassik widerlegt, sondern nur ein möglicher Erklärungsansatz gegeben werden. Gerade die Lehrbuchannahme des vollkommenen Wettbewerbes stellt eine kritische Annahme dar. So ist in der Realität u.a. aufgrund der Informationsasymmetrien der Marktmechanismus nicht vollkommen und es können Szenarien mit Marktmacht entstehen. Bachmann und Frings (2017) zeigen bspw. für Deutschland, dass sich im Monopsonfall die Mindestlohneffekte unterscheiden können. Somit ist eine andere Ausgangssituation gegeben, die wiederum den zu erwartenden Effekt beeinflusst.

6 Fazit

Der Fall der Mindestloohnerhöhung in New Jersey 1992 zeigt, dass, wenngleich die Daten eindeutig zu sein scheinen, interne und externe Validität nicht zwingend gewährleistet sind.

Die Ergebnisse dieser an Card und Krueger (1994) angelehnten Ausarbeitung zeigen dabei zunächst, dass es einen positiven Effekt einer Mindestloohnerhöhung auf das Lohngefüge und die Beschäftigung im Niedriglohnsektor der Schnellrestaurants gibt. Es ist nicht zweifelsfrei klar, ob dies tatsächlich der Fall, also das Ergebnis intern valide, ist. (Neumark und Wascher, 2000). Dennoch suggerieren die Mehrzahl der Datensätze einen, entgegen der neoklassischen Hypothesen, nicht negativen Beschäftigungseffekt im Falle von New Jersey (Card und Krueger, 2000).

Auch wenn sich die Ergebnisse dabei nicht ohne weiteres auf andere Regionen oder Branchen übertragen lassen, wird dennoch die Hypothese eines zwingend negativen Beschäftigungseffektes falsifiziert. Es ist somit genauer zu erklären, wann bzw. in welchen Szenarien ein nicht negativer Beschäftigungseffekt auftritt, damit sich ein weiteres "politisches Werkzeug" ergibt.

Insbesondere Studien wie die von Bachmann und Frings (2017), die zwischen den verschiedenen Ausprägungen eines Zustandes¹ und somit den verschiedenen Effekten differenzieren, sind wichtig für die weitere Forschung. Es gilt genauer und mit höherer Sicherheit zu klären, in welchen Szenarien eine Mindestloohnerhöhung ein geeignetes Instrument für die Politik sein kann.

Zusätzlich ist es wichtig, gerade im Hinblick auf die keynsianische und heterodoxe Theorie, weitere Aspekte zu prüfen. Wie genau wirkt sich eine Mindestloohnerhöhung auf das Preisniveau aus? Sind die Auswirkungen auf Vollzeitbeschäftigte gleich zu denen von Teilzeitbeschäftigten? Welche Anpassungen bzw. Selbst-Selektionsmechanismen gibt es seitens der Arbeitskräfte? Es stellt sich zudem die Frage, welche Rolle die tatsächliche Höhe der Mindestloohnerhöhung spielt.

Festzuhalten bleibt jedoch, dass, gerade im politischen Diskurs, eine Debatte um eine Mindestloohnerhöhung immer eine gewisse ideologische Prägung besitzt. Umso wichtiger ist es, genauer zu konkretisieren, in welchen Fällen eine Erhöhung zu einem außerordentlich hohem Wohlfahrtsverlust führen kann und somit keine geeignete politische Maßnahme ist. Im Falle der Schnellrestaurant-Industrie in New Jersey 1992 scheint es jedoch das richtige Mittel der Politik gewesen zu sein.

¹Bei Bachmann und Frings (2017) Grad des Monopsons.

Teil II

Appendix

Literaturverzeichnis

- Bachmann, R. und Frings, H. (2017). Monopsonistic competition, low-wage labour markets, and minimum wages – An empirical analysis. *Applied Economics*, 49(51):5268–5286.
- Card, D. und 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.
- Card, D. und Krueger, A. B. (2000). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*, 90(5):1397–1420.
- Dickens, R. und Manning, A. (2004). Has the national minimum wage reduced UK wage inequality? *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 167(4):613–626.
- Dube, A., Lester, T. W., und Reich, M. (2010). MINIMUM WAGE EFFECTS ACROSS STATE BORDERS: ESTIMATES USING CONTIGUOUS COUNTIES. *The Review of Economics and Statistics*, 92(4):945–964.
- Neumark, D. und Wascher, W. (2000). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. *The American Economic Review*, 90(5):1362–1396.
- Neumark, D. und Wascher, W. (2007). Minimum Wages and Employment. *Foundations and Trends(R) in Microeconomics*, 3(1–2):1–182.

Abbildungsverzeichnis

2.1	Einfluss eines bindenden Mindestlohns unter Annahme vollständiger Konkurrenz	4
3.1	Auswirkungen der Mindestloohnerhöhung auf die Einstiegslöhne (Kontrollgruppe: Pennsylvania)	5
3.2	Anteil der Schnellrestaurants in Pennsylvania und New Jersey	8

Tabellenverzeichnis

2.1	Deskription des Datensatzes (n=2610)	2
2.2	Deskription der Variable: <i>Kette des Restaurants</i>	3
3.1	Auswirkungen der Mindestloohnerhöhung auf die Einstiegslöhne	5
3.2	Prozentuale Auswirkungen auf die Einstiegslöhne (KQ Schätzung) . .	6
4.1	Auswirkungen auf die Beschäftigung (Differenz-von-Differenz Schätzung)	9
4.2	Ist der Mindestlohneffekt davon betroffen, ob das Restaurant vom Franchise geführt wird? (Differenz-von-Differenz Schätzung)	10

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich, dass die vorliegende Arbeit von mir selbständig und ohne unerlaubte Hilfsmittel angefertigt worden ist. Insbesondere versichere ich, dass ich alle Stellen, die wörtlich aus Veröffentlichungen entnommen sind, durch Zitate als solche gekennzeichnet habe.

Fynn Lohre

Lehrforschungsprojekt 2021 Fynn Lohre

