

Die Mechanik der industriellen Revolution

Ein analytischer Replikationsversuch

02.06.2024

Dr. Marc Dressler

inspective - die Wissensbotschaft
Kaiserstr. 16
72764 Reutlingen
07121-573 777 3

Inhaltsverzeichnis

1	Die Mechanik der industriellen Revolution	2
2	Rekonstruktion, Reproduktion und Replikation	4
2.1	Das Modell	4
2.2	Die Methoden	6
2.2.1	Räumliche Regression	7
2.2.2	Instrument-Variable	7
2.3	Die Daten	9
2.4	Die Ergebnisse	9
3	Diskussion	12
3.1	Diskussion des Modells	12
3.2	Diskussion der Methoden	15
3.2.1	Diskussion der räumlichen Regression	15
3.2.2	Diskussion der Instrument-Variablen	16
3.3	Diskussion der Daten	16
3.4	Diskussion der Ergebnisse	18
4	Zum Versuch eine Mechanisierung der Wirtschaftsgeschichte	21

1 Die Mechanik der industriellen Revolution

Just in der Zeit, als der ökonomische Grundsatz in Druck ging, dass die Bevölkerung exponentiell anwachse, die (Land-) Wirtschaft dagegen nur linear (Malthus 1798, S.6), entfaltete sich im Norden Englands ein Wirtschaftswachstum, das dem zeitgleichen Bevölkerungswachstum zu entfliehen schien und so den Anschein grenzenlosen Wachstums erweckte. Wie war das möglich? Auf diese Frage hat die Forschung bis heute keine einhellige Antwort gefunden, wohl aber einen einvernehmlichen Namen, den nämlich der industriellen Revolution – im Deutschen anfangs noch: „gewerbliche Revolution“ (Blanqui 1838, Bd 2 S.153) –, der unter Historikern Ende des 19. Jahrhunderts rasch seine ubiquitäre Verbreitung erfuhr (Toynbee 1884).

Die dissonante Thesenvielfalt zur industriellen Revolution rührt nicht zuletzt daher, dass die Wissenschaftler versuchen, mit ganz unterschiedlichen Ansätzen die Ursachen, den Verlauf und die Folgen der vielschichtigen sozioökonomischen Umwälzungen zu erforschen (Hahn 1997, S.ix).

Die Forschung nach den Ursachen für die industrielle Revolution, ungeachtet nationaler Differenzen (Voigtländer & Vogt 2006, Neuss 2015 und Zhang 2021), rankt sich im wesentlichen um „zwei künftighin unsterbliche Maschinen“ (Blanqui 1838, Bd 2 S.152), die da sind die Dampfmaschine und der mechanische Webstuhl. Während ein Teil der Forscher der Überzeugung ist, dass die mit Kohle eingeheizten Dampfmaschinen die industrielle Revolution entfacht haben (Landes 1969, Allen 2011), vertreten andere Forscher (Donnell 1872, Farney & Jeremy 2004, Findlay & O'Rourke 2007) die Ansicht, dass in der Industrialisierung die Baumwolle von der mechanischen Spinning Jenny den Takt geschlagen bekam.

Betrachtet man den Prioritätenstreit rein chronologisch, dann gab es die Dampfmaschine schon vor dem mechanischen Webstuhl. Denn die Spinning Jenny ist eine Erfindung von John Kay aus dem Jahr 1735; die Dampfmaschine hingegen wurde bereits im Jahr 1712 erfunden – nicht von James Watt, wie gemeinhin angenommen, sondern von John Newcomen. Doch Newcomens Dampfmaschine war nur in kleiner Anzahl und auch nur in der Montanindustrie im Einsatz. Die Produktivität in der Textilindustrie steigerten die mit Mühlrädern von Wasserkraft angetriebenen Webstühle, die John Arkwright 1769 erfunden hatte, also im gleichen Jahr, in dem Watt ein Patent auf die von ihm verbesserte Dampfmaschine ausgestellt bekam. Watts Dampfmaschine konnte aber erst ab dem Jahr 1820, nach der Beseitigung technischer Unzulänglichkeiten und dem Vollzug einer Vielzahl von kleineren Fortschritten in der Fertigungstechnik, kommerziell eingesetzt werden. Aus diesem Grund war bis Mitte des 19. Jahrhunderts die Baumwolle im Verbund mit der Wasserkraft wirtschaftlich tonangebend.

An diesem Punkt setzen Kelly, Mokyr und O’Grada an mit ihrer Arbeit „The Mechanics of the industrial Revolution“ (2023), mit der gezeigt werden soll, dass für den Ausbruch der industriellen Revolution – verkörpert durch die Textilbranche – ein hohes Aufgebot an mechanistischen Fertigkeiten und ein vergleichsweise geringes Lohnniveau in England ausschlaggebend waren, wohingegen Steinkohle keine Rolle gespielt haben soll. Zum Beleg ihrer These wenden die Autoren erstmals im Rahmen der Erforschung der industriellen Revolution ökonometrische Methoden an. Unter Berücksichtigung der geographischen Lage der englischen Grafschaften fördern die Autoren mit semiparametrischen Regressionen für die Fertigkeiten und Löhne mittlere Effekte zutage, allerdings mit recht geringer externer Validität. Für die Kohle lässt sich, wie erwartet, erst gar kein Effekt nachweisen; selbst in der Metallbranche nicht. Statt von der Kohle hängt hier die Industrialisierung einer Region davon ab, ob sich dort schon zuvor eine Tradition der Metallverarbeitung etabliert hatte.

Eher nebenbei löst Kellys, Mokyr und O’Gradas Sichtwechsel auf die Industrialisierung vom nationalen Ganzen zu partikularen Regionen das Rätsel des Lebensstandards. Manche Ökonomen hatten sich gewundert, weshalb in England des 19. Jahrhunderts trotz der fulminanten ökonomischen Entwicklung der Lebensstandard kaum angestiegen war. Kelly, Mokyr und O’Grada können mit ihren Daten (s. Abbildung 1) zeigen, dass in dieser Zeit schlicht eine relative Umschichtung der Einkünfte von Süd nach Nord stattgefunden hat, dergestalt, dass der vormals ob seiner fruchtbaren Böden reiche Süden im Vergleich zum pedologisch kargen, aber sich extrem industrialisierenden Norden relativ ärmer geworden ist trotz steigender Produktivität im Königreich insgesamt.

Von einer Mechanik der industriellen Revolution kann schon nach eigenem Ermessen der Autoren keine Rede sein. Eine, aufgrund der logarithmierten Daten sperrige Analyse von Kelly, Mokyr und O’Gradas Arbeit macht deutlich, dass in Ermangelung eines ausgereiften ökonomischen Raum-Modells der Einsatz von semiparametrischen Regressionen nicht automatisch zu den Grundfesten eines robusten Theoriegebäudes nach dem Vorbild der Physik führt. Die Analyse stützt sich im wesentlichen auf die Beschaffenheit des Datensatzes, der weder die Anwendung räumlicher Modelle verlangt, noch die Teststärke besitzt, um die beobachteten Effektgrößen nachzuweisen. Das verraten Tests auf Autokorrelation und eine Teststärken-Kurve aus Simulationen nach dem Monte Carlo-Verfahren auf der Grundlage des „extrem simplen“ Modells der drei britischen Wissenschaftler.

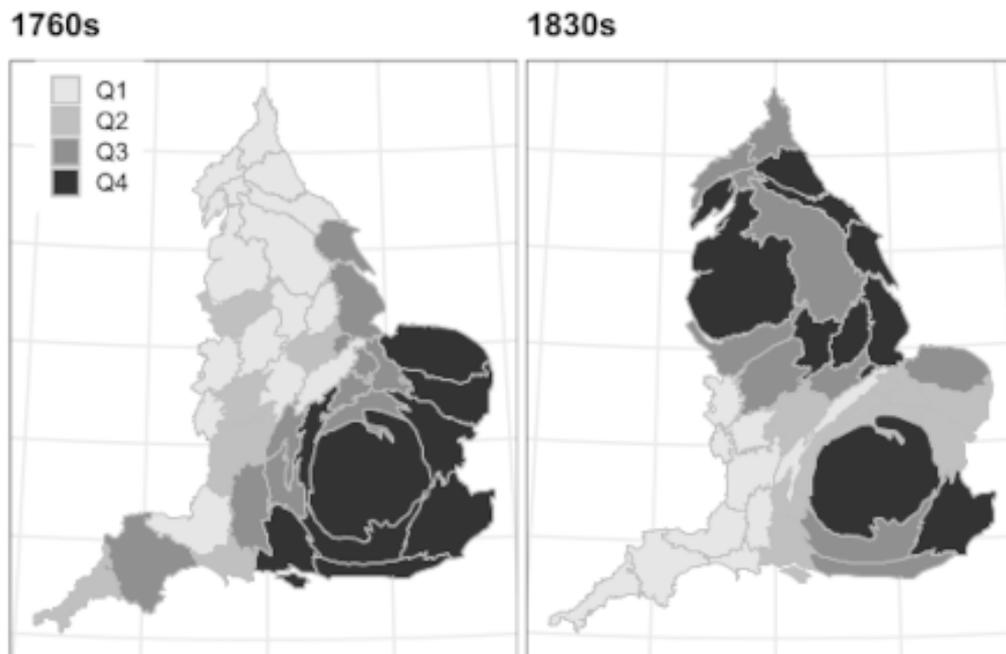


Abbildung 1: Aggregierte Einkünfte der Grafschaften Englands in Fläche und Farbintensität gemäß Legende.

2 Rekonstruktion, Reproduktion und Replikation

Weil „Die Mechanik der industriellen Revolution“ aufgrund ihrer methodischen Premiere in der Technik- und Wirtschaftsgeschichte einen sehr umfangreichen Anhang enthält zu einem methodischen Instrumentarium, das zur Untersuchung räumlicher Modelle entwickelt wurde, gehen der Rekonstruktion der Daten und der Replikation der Ergebnisse kurze Explikationen des Modells und der Methode voraus.

2.1 Das Modell

Ökonomisch fundieren Kelly, Mokyr und O’Grada ihre These, dass mechanistische Fertigkeiten und das niedrige Lohnniveau die Industrialisierung initiiert und vorangetrieben haben (vgl. Abbildung 2), im Modell der Marktintegration des internationalen Freihandels (Ricardo 1817). Darin definieren sie über die Grafschaften hinweg zwei Sektoren: Landwirtschaft und Handwerk mit den zwei Faktoren: Böden und Humankapital (Fertigkeiten). Der Theorie (Ohlin 1967) zufolge kommt es im Zuge der Marktintegration zu

in der gleichen Grafschaft geboren waren, wonach etwaige Wanderbewegungen zwischen den Grafschaften sich damals ausgeglichen haben.

Zu den beiden genannten unabhängigen Variablen nehmen Kelly, Mokyr und O’Grada weitere Variablen als Kontrollvariablen hinzu, die in der Literatur als mögliche Ursachen für den Ausbruch oder die Beschleunigung der industriellen Revolution gehandelt werden: die finanzielle Infrastruktur über die Anzahl von Banken, der rechtliche Schutz des Eigentums über die Anzahl von Anwälten, der Bildungsstand über den Grad der Alphabetisierung Strafgefangener und die Anzahl von Buchhändlern, den Einsatz fossiler Brennstoffe über den Verbrauch von Wärmeenergie, die Binnenransportkapazität über die in Schiffen verfrachtete Warenmenge sowie die fiskalischen Voraussetzungen über die Grundsteuer. Explizit räumlichen Bezüge haben die Distanz zur Kohlevorkommen und das Marktpotenzial, das sich zusammensetzt aus dem aggregierten Jahreseinkommen, das umgekehrt proportional gewichtet ist zum Quadrat der Entfernung zum nächsten urbanen Zentrum.

Als abhängige Variablen fungieren die männlichen Textilarbeiter in den Jahren 1831 und 1851. Die Beschränkung auf Männer resultiert aus dem eklatanten Fehlen weiblicher Beschäftigter in den frühen Zensus Englands. Denn damals herrschte dort die Überzeugung vor, dass Frauen keinen Beruf ausüben können, schlicht weil sie ihre Arbeitskraft im Haushalt einzusetzen hatten. Jegliche Beschäftigung außerhalb des Haushaltes galt bei Frauen selbstverständlich als nicht in der amtlichen Statistik nennenswertes „topping up“ (Higgs 1987) der Haushaltskasse.

Als Kontrollvariablen gesellen sich zu den Beschäftigten im Textilsektor die Beschäftigten in den Sektoren Holz, Metall, Nahrung, Schuhe und – etwas verwirrend – Kleidung, wobei die Autoren unter Kleidung mit Sicherheit nur Schneider- und Näharbeiten verstehen, die natürlich abgegrenzt werden müssen von den Textilien aus Baum- und Schwurwollspinnereien – schließlich wurde eine kommerziell einsetzbare Nähmaschine erst im Jahr 1830 erfunden, noch dazu von einem Franzosen: Barthélemy Thimonnier.

2.2 Die Methoden

Entsprechend dem Ziel des Nachweises einer räumlich gerichteten Wirkung von den unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable, sind Methoden erforderlich, die einerseits geeignet sind für räumliche Modelle und andererseits das Problem der Endogenität lösen. Ersteres sollen semiparametrische Regressionen übernehmen; letzteres die Methode der Instrumentvariablen.

2.2.1 Räumliche Regression

Sämtlichen räumlichen Regressionsmodellen ist gemein, dass ihre Residuen nicht konstant und mit den unabhängigen Variablen autokorreliert sind, sodass Heteroskedastizität vorliegt. An solchen eigens für räumliche Modelle konzipierte Regressionen stört Kelly, Mokyr und O'Grada, dass sie Spezifikationen, wie beispielsweise Reichweite, Lag oder durchschnittliche Korrelation, erforderlich machen, die nahezu willkürlich vorgenommen werden könnten. Aus diesem Grund verglichen die Autoren verschiedene räumliche Regressionsmodelle in Monte Carlo-Verfahren über drei geographische Datensätze mit verschiedenen Modellspezifikationen. Dabei stellten sie fest, dass sich für die errechneten Effekte über die Spezifikationen hinweg beliebige p-Werte ergaben, wie in Tabelle 1 dargestellt.

Ein weiterer Vergleich zwischen dem räumlichen Regressionsmodell von Conley (1999), der kleinsten-Quadrate-Methode (OLS) und der semiparametrischen Regression ergab, dass das 95 %-Konfidenzintervall der semiparametrischen Regression am häufigsten die wahre Effektgröße überdeckte.

Aus diesen Gründen entschieden Kelly, Mokyr und O'Grada sich für die Verwendung semiparametrischer Regressionen. Semiparametrische Regressionen bestehen aus einem parametrischen Teil und einem nicht-parametrischen Teil. Der parametrische Teil stellt den strukturellen Zusammenhang her zwischen abhängiger und unabhängigen Variablen, während die Polynome, so genannte Splines, auf der nicht-parametrischen Seite für eine bessere Passung der Schätzwerte zu den gemessenen Werten sorgen unter Beachtung einer Kostenfunktion, die einfache, dafür aber verallgemeinerbare Lösungsterme begünstigt, indem sie hohe Grade eines Spline-Polynoms bestraft.

2.2.2 Instrument-Variable

Kann dem aus den Regressionen bestimmten Zusammenhang eine Richtung derart gegeben werden, dass es in den Jahren 1831 und 1851 in einer Grafschaft viele Beschäftigte in der Textilbranche gab, weil sich dort in den 1790er Jahren ein großes Aufgebot von handwerklich qualifiziertem Personal aufhielt, statt dass umgekehrt in den 1790er Jahren viele Personen in eine handwerkliche Lehre gingen, weil sie – zurecht – erwarteten, dass sie demnächst in der Textilbranche Karriere machen würden, gilt das Problem der Endogenität als gelöst. Dazu müssen die semiparametrischen Regressionen auf zwei Stufen erfolgen, um die Unabhängigkeit der abhängigen Variablen von der Instrumentvariablen sicherzustellen. Wobei auf der ersten Stufe die betreffende unabhängige Variable regressiert wird auf die Instrumentvariable, und auf der zweiten Stufe die abhängige Variable regressiert wird auf die unabhängige

Grad	robust	clustered	Conley		BCH		CRS		IM		MW	
			50	100	4	6	8	12	8	12	0.01	0.05
Afrika $N = 379$												
0	0.000	0.001	0.000	0.000	0.084	0.032	0.031	0.020	0.174	0.300	0.005	0.046
1	0.000	0.002	0.000	0.000	0.084	0.032	0.125	0.964	0.103	0.415	0.004	0.043
2	0.000	0.006	0.001	0.001	0.168	0.058	0.352	0.963	0.256	0.465	0.013	0.103
Deutschland $N = 324$												
0	0.008	0.054	0.014	0.034	0.185	0.095	0.508	0.613	0.468	0.620	0.103	0.109
1	0.014	0.047	0.018	0.050	0.304	0.108	0.805	0.127	0.808	0.178	0.106	0.167
2	0.009	0.041	0.015	0.055	0.287	0.179	0.961	0.340	0.943	0.275	0.128	0.228
global $N = 114$												
0	0.032	0.000	0.001	0.000	0.319	0.190	0.016	0.999	0.273	0.717	0.059	0.288
1	0.005	0.037	0.004	0.006	0.259	0.139	0.211	0.692	0.300	0.735	0.022	0.123
2	0.007	0.001	0.006	0.010	0.122	0.068	0.805	0.834	0.526	0.952	0.042	0.065

Tabelle 1: p-Werte des Effektes einer unabhängigen Variablen, seiner Robustheit gegenüber Heterogenität und eines Clustereffektes bei der Anwendung von fünf Regressionsmodellen mit verschiedenen Korrekturen des Standardfehlers auf drei geographische Datensätze. Die Modelle sind spezifiziert nach Graden des Polynoms für Breiten- und Längengrade, nach der Reichweite bzw. Cutoff (Conley 1999), nach der Anzahl der Cluster (Beste, Conley & Hansen 2011; Canay, Romano & Shaik 2017; Ibragimov & Müller 2010) und nach der mittleren Korrelation der Residuen (Müller & Watson 2021).

Variable mit den Werten, die sich auf der ersten Stufe für die unabhängige Variable ergaben.

Die von Kelly, Mokyr und O'Grada gefundene Instrumentvariable sind die Ausbildungsgebühren für Uhrmacher zwischen 1750 und 1780. Nicht zuletzt weil Uhrmacher zentral zum Pool der Handwerker mit mechanistischen Fertigkeiten zählen, ist zu erwarten, dass die Anzahl dieser Handwerker mit den steigenden Ausbildungsgebühren sinkt, ohne dass ein direkter Bezug der Ausbildungsgebühren zu Beschäftigten in der Textilbranche ersichtlich ist. Weil der Einfluss von der Instrumentvariablen indirekt erfolgt, das heißt über eine unabhängige Variable, darf die Korrelation der abhängigen Variablen mit der Instrumentvariablen nicht größer sein als deren Korrelation mit der unabhängigen Variablen.

2.3 Die Daten

Der lückenlose Datensatz besteht zu jeder der 41 Grafschaften aus Ausprägungen von 36 numerischen Merkmalen (27 Merkmale geben historisch überlieferte Daten wieder, aus denen sich die Daten eines weiteren Merkmals berechnen lassen); außerdem ein alphabetisches Merkmal mit Abkürzungen für die Grafschaften sowie fünf daraus kombinierte Dummy-Strings und am Ende jeweils das Merkmal für die Ausprägungen der Längen- bzw. Breitengrade. Die Datenquellen sind weitestgehend angegeben und in der angehängten Literaturliste hinterlegt. Alle Daten, heißt es, sind logarithmiert. Eine deskriptiv-statistische Zusammenfassung für Lage- und Streuparameter der einzelnen Variablen lassen sich daher nicht angeben.

2.4 Die Ergebnisse

Einen Effekt auf die Beschäftigten in der Textilindustrie 1831 und 1851 weisen lediglich die mechanistische Fertigkeiten und das Lohnniveau auf – mit umgekehrten Vorzeichen. Gemäß Tabelle 2 beträgt die Elastizität von Textilarbeitern 1831 gegenüber dem mechanistische Fertigkeiten etwas über 2; d. h., für jedes Prozent mehr an Fertigkeiten hätte sich *ceteris paribus* die Anzahl der Textilarbeiter um 2 % erhöht. Gegenüber dem Lohnniveau beträgt die Elastizität in etwa -5; es handelte sich also um eine Abnahme um 5 % bei der Zunahme der Fertigkeiten um 1 %, vorausgesetzt, es hätte sich sonst nichts geändert. Bemerkenswert: Der Effekt der mechanistische Fertigkeiten halbiert sich 1851 gegenüber 1831.

Umgekehrt hatten 1851 weder das Lohnniveau noch die mechanistische Fertigkeiten einen nennenswerten Einfluss auf die Beschäftigung in den Wirtschaftssektoren Holz, Schuhe, Nahrung oder Kleidung.

<i>AV: männl. Textilarbeiter</i>	1831			1851		
mech. Fertigkeiten 1790er	2.022 (0.503)	2.466 (0.668)	2.020 (0.511)	1.151 (0.398)	1.079 (0.532)	1.007 (0.377)
Löhne in Landw. 1760er	-4.776 (2.742)	-5.402 (2.817)	-4.783 (2.937)	-3.035 (2.109)	-3.004 (2.138)	-1.623 (2.056)
Marktpotenzial 1750	0.712 (0.301)	0.592 (0.320)	0.712 (0.306)	0.503 (0.217)	0.514 (0.227)	0.403 (0.209)
Distanz zu Kohle		0.720 (0.685)			-0.127 (0.650)	
Wasserdurchfluss			0.001 (0.425)			-0.664 (0.348)
N	41	41	41	41	41	41
R^2 Adj.	0.684	0.686	0.676	0.813	0.810	0.865
AIC	161.2	164.1	166.9	105.0	109.0	88.9
X,Y Längen- und Breitengrade	0.641	0.534	0.768	0.070	0.076	0.013

Tabelle 2: Anteil der männlichen Beschäftigten in der Textilbranche an den Beschäftigten, die 1831 über 20 und 1851 zwischen 20 und 29 Jahre alt waren.

Anwälte, Banken, Buchhändler, transportierte Waren, verbrauchte Wärme oder das Marktpotenzial hatten ebenso wenig einen Effekt auf die Beschäftigung im Textilsektor wie die Entfernung zum nächsten Kohlevorkommen. Für letztere lässt sich nicht einmal im Sektor der Metallurgie ein Effekt auf die Beschäftigung nachweisen (vgl. Tabelle 3). Ausschlaggebend für die Beschäftigung im Metallsektor war allein, ob es sich bei den Grafschaften um Regionen handelte, die schon vor 1831 von metallurgischer Industrie geprägt waren.

Das gilt insbesondere für klassische Regionen der Metallmanufakturen, deren Effektgröße von 2 doppelt so groß ist wie die Effektgröße in Regionen, die lange schon bekannt waren für ihre Gießereien, Pressen oder Walzwerke. Kelly, Mokyr und O’Grada verweisen zudem auf die fortgesetzte Konzentration in den metallurgischen Zentren Staffordshire, Warwickshire und Worcestershire, wie auch, in geringerem Umfang, in West Yorkshire, die sich „somewhat disguised“ hinter der logarithmierten Kodierung verbirgt.

Einen Einfluss der Ausbildungsgebühren im Uhrenhandwerk auf die Anzahl von Handwerkern mit mechanistische Fertigkeiten im Jahr 1851 können Kelly, Mokyr und O’Grada auf der ersten Stufe der Instrumentvariablen-Regression nachweisen, wo er betragsmäßig nur ein wenig geringer ausfällt als der Einfluss der Bevölkerungsdichte. Auf der zweiten Stufe nimmt der Ein-

<i>AV: Metallarbeiter 1851</i>	Total	Manufaktur	Urformen	Umformen
Traditionelles Erzgebiet	1.197 (0.159)	1.966 (0.411)	1.114 (0.145)	0.864 (0.283)
Distanz zu Kohle	-0.145 (0.166)	-0.185 (0.293)	0.039 (0.121)	-0.244 (0.299)
Marktpotenzial 1750	0.139 (0.065)	0.558 (0.188)	0.097 (0.059)	0.383 (0.114)
mech. Fertigkeiten 1790er	0.314 (0.144)	0.444 (0.359)	0.323 (0.128)	0.138 (0.257)
N	41	41	41	41
R^2 Adj.	0.874	0.756	0.819	0.670
AIC	18.6	114.9	23.7	63.3
X,Y Längen- u. Breitengrade	0.071	0.056	0.077	0.218

Tabelle 3: Anteil der 20- bis 29jährigen männlichen Beschäftigten in der Metallbranche im Jahr 1851 mit Standardfehlern in Klammern.

fluss der mechanistische Fertigkeiten auf die Beschäftigung im Textilsektor zu gegenüber der ursprünglichen semiparametrischen Regression und erreicht in den Jahren 1831 und 1851 eine Effektgröße von 3 bzw. 2.5 gerundet. Allerdings ist der Wert der F-Statistik beim Test schwacher Instrumente mit 0.007 (vgl. Tabelle 4) äußerst gering; und auch der p-Wert aus dem Wu-Hausman-Test spricht nicht dafür, dass es sich bei den Ausbildungsgebühren um ein geeignetes Instrument handelt.

Insgesamt hat es zwischen 1760 und 1830 bei den relativen Unterschieden der Arbeitseinkünfte augenscheinlich (vgl. Abbildung 1) eine veritable Verschiebung gegeben vom vormals landwirtschaftlich prosperierenden Süden Englands in den für Getreideanbau und Viehzucht ungeeigneten Norden. Abgesehen von Middlesex, in dem die Hauptstadt und das Handelszentrum London belegen ist, sowie der Grafschaft Kent haben sich die Einkommensverhältnisse geographisch nahezu umgekehrt: während bspw. Hampshire zwei Quartile abgestiegen ist, machte Lancashire einen Sprung um drei Quartile nach vorne. Aufgrund der regionalen Unterschiede sind die durchschnittlichen Steigerungen der Arbeitseinkünfte in der Spitze deutlich höher als ihre landesweite Steigerung. Pro Kopf gerechnet blieben gemäß Abbildung 3 die Reallöhne auf der Insel bis 1830 relativ konstant. Ebenso stieg das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf zwischen 1780 und 1801 in ganz England nur um 0.35 %, und es legte auch in den folgenden drei Jahrzehnten mit 0.52 % kaum

<i>AV: männl. Textilarbeiter</i>	1831			1851		
	SP	OLS	IV	SP	OLS	IV
mech. Fertigkeiten 1790er	2.022 (0.503)	2.125 (0.459)	3.178 (1.422)	1.151 (0.398)	1.703 (0.332)	2.466 (1.119)
Löhne in Landw. 1760er	-4.776 (2.742)	-6.960 (1.599)	-5.169 (2.634)	-3.035 (2.109)	-4.908 (1.136)	-3.686 (2.026)
Marktpotenzial 1750	0.712 (0.301)	0.713 (0.228)	0.484 (0.481)	0.503 (0.217)	0.499 (0.188)	0.340 (0.392)
N	41	41	41	41	41	41
R^2 Adj.	0.684	0.655	0.606	0.813	0.613	0.567
AIC	161.2	131.4	136.9	105.0	110.8	115.4
Wu.Hausman			0.286			0.388
Weak.Instruments			0.007			0.015
X,Y Längen- u. Breitengrad	0.641			0.070		

Tabelle 4: Vergleich der Regressionskoeffizienten von Fertigkeiten, Löhnen und Marktpotenzial 1831 und 1851 bei semiparametrischer Regression, Kleinste-Quadrate-Regression und Instrumentvariablen-Regression (auf zweiter Stufe) mit Ausbildungsgebühren im Uhrmacherhandwerk als Instrumentvariable.

merklich zu (Hahn 1997, S. 55). Allerdings versperrt die nationale Sicht auf den Lebensstandard, der englandweit nur moderat zunahm, die Einsicht in die ungleiche Zunahme in den einzelnen Grafschaften.

3 Diskussion

Die nachfolgende Diskussion wird in seiner Gliederung parallel geführt zum vorausgegangenen Kapitel.

3.1 Diskussion des Modells

Die Anknüpfung an bestehende Modelle kann einerseits zur Bestätigung und Weiterentwicklung ökonomischer Theorien beitragen, andererseits ist ein solches Vorgehen fragwürdig, wenn Elemente der Theorie an die Stelle von Beobachtungen treten, die mit ihr im Widerspruch stehen. So ist Samuelsons Faktorpreisanpassung zwar ein weithin anerkanntes Theorem der internationalen Ökonomik, doch ist dessen Autorität kaum ausreichend, um über überlieferte

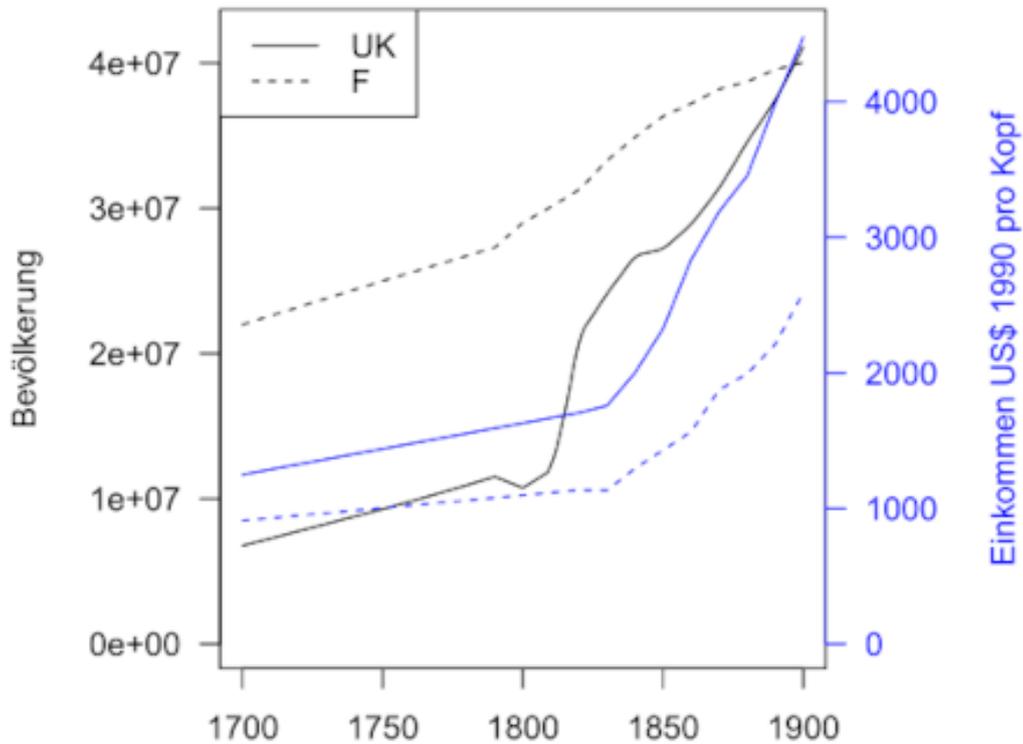


Abbildung 3: Entwicklung von Bevölkerung und Reallöhnen in Großbritannien und Frankreich während der industriellen Revolution. Quelle: *Our World in Data 2024*.

Lohnunterschiede zwischen Landwirtschaft und Handwerk einfach so hinweggehen zu dürfen, indem man die Löhne in der Landwirtschaft ungeprüft als Einheitspreis für Arbeit ansetzt. Schließlich waren die Löhne, die Landarbeiter 1760 in England erhielten, deutlich höher als in Frankreich. Im Handwerk jedoch verhielt es sich gerade umgekehrt, weshalb nach 1815 zahlreiche englische Handwerker aufgrund der besseren Verdienstmöglichkeiten den Ärmelkanal überquerten. Das kann nur heißen, dass damals ein Unterschied bestand zwischen den Löhnen in der Landwirtschaft und den Löhnen im Handwerk. Ganz zu schweigen von Lohndifferenzierungen nach Geschlecht (Allen 2015), Herkunft (Hunt 1986) oder Berufserfahrung (Boot 1999); die gab es auch in der industriellen Revolution. Strenggenommen hätte es theoretisch eine Lohnspreizung von fast £4000 zwischen einem Kutscher und dem königlichen Schatzmeister (Hitchcock 2024) nicht geben dürfen.

Realistischer ist dagegen Kellys, Mokyr's und O'Grada's Operationalisie-

rung der mechanistischen Fertigkeiten. Dass für den Betrieb eines Webstuhls im England des 19. Jahrhunderts die Fertigkeiten eines Uhrmachers vorteilhaft waren, liegt nahe, wenn allein schon der mechanische Apparat von Arkwrights wasserbetriebenem Webstuhl dessen „Uhrwerk“ geheißen wurde. Außerdem brachten Uhrmacher hinreichend Erfahrung mit im Umgang mit Drehbänken, Stanzwerkzeugen oder Bohrern. Selbst ein gewöhnlicher Mechaniker besaß damals vorzeigbare Kenntnisse der Arithmetik, Geometrie und Messtechnik. Schon ab 1785 waren daher in Spinnereien die Fertigkeiten von Uhrmachern, Blankschmieden und Werkzeugmachern äußerst gefragt (Landes 1969, S.106).

Zweischneidig ist wiederum die Operationalisierung der abhängigen Variablen. Zwar hatten die Arbeitskräfte in der Textilindustrie gewaltige Produktivitätssprünge nach vorne gemacht, und der Einsatz von Produktionsmitteln hatte sich ver Hundertfacht – statt der 2400 Webstühle im Jahr 1813 waren 1850 bereits über 250 000 Webstühle im Einsatz (Landes 1969 S. 89) –, doch ist die Reduktion eines so tiefgreifenden historischen Phänomens, wie dem der industriellen Revolution, auf ein Ereignis, auf eine Person oder einen Sektor nicht unumstritten. Zudem dürfte sich verzerrend auswirken, dass Kelly, Mokyr und O’Grada sich im Textilssektor auf die männlichen Beschäftigten beschränken (Hoppit 1990). Schließlich waren Frauen hauptsächlich in den Wachstumsbranchen wie der Textilindustrie beschäftigt; statistisch erfasst werden sie in England erst ab Ende des 19. Jahrhunderts. Wohl auch deshalb, weil die Hälfte von ihnen unter 14 Jahre alt gewesen sein dürfte (Richards 1974).

Fragwürdig ist dabei grundsätzlich, ob die Anzahl von Textilarbeitern das Ausmaß der Industrialisierung zutreffend wiedergibt. Im Modell von Kelly, Mokyr und O’Grada werden aus Handwerksmeistern Textilarbeiter, weshalb das Vorhandensein vieler Handwerker viele Textilarbeiter nach sich ziehen sollte, sodass eine größer werdende Anzahl von Textilarbeitern ein größeres Wirtschaftswachstum bedeutete. Dagegen könnte man allerdings ebenso gut geltend machen, dass die wesentlichen Produktivitätssteigerungen gerade dadurch erzielt wurden, dass immer mehr menschliche Arbeitskräfte durch automatisierte Maschinen ersetzt wurden, weshalb eine kleiner werdende Anzahl von Textilarbeitern ein größeres Wirtschaftswachstum bedeutete.

So entsteht insgesamt der Eindruck, dass die Operationalisierung stärker der Methode geschuldet ist, als dass sie auf ein durchdachtes ökonomisches Modell zurückgeht. Dieser Eindruck verstärkt sich dadurch, dass Kelly, Mokyr und O’Grada explizit räumliche Variablen in ihr Regressionsmodell aufgenommen haben, das darüber hinaus Längen- und Breitengrade berücksichtigt. Der Vorteil einer gedoppelten Spatialisierung gegenüber einer ausschließlich räumlichen Modellierung der Variablen oder der detaillierten Spezifikation

eines räumlichen Regressionsmodells, erschließt sich einem weder innerhalb des Artikels noch im weiteren Umfeld der internationalen Ökonomik.

3.2 Diskussion der Methoden

Wiederum aus Gründen der besseren Auffindbarkeit werden semiparametrische Methoden und die Methode der Instrument-Variablen in separaten Unterkapiteln behandelt.

3.2.1 Diskussion der räumlichen Regression

Bei der Anwendung räumlicher Regressionen stößt man stets auf die Schwierigkeit, sämtliche ökonomische Distanzen, also nicht nur geodätische Entfernungen (Nordhaus 2006), identifizieren zu müssen (Gibbons & Overman 2012). Eine Identifikation aber ist in der Regel nur innerhalb mächtiger Modelle möglich. Ohne genaue Vorstellungen vom Zusammenspiel der Faktoren lassen sich mittels einer Regression die beobachtbaren Zusammenhänge weder vom Wirken unbeobachteter Variablen noch von räumlichen Externalitäten unterscheiden.

Kann für den Zeitraum der Industrialisierung begründet angenommen werden, dass es regional Unternehmerkreise gab, die durch regelmäßigen Austausch bestrebt waren, ihre Mühlen auf ein ähnlich hohes Produktionsniveau zu bringen, wäre die Aktivität der Unternehmer eine unbeobachtete Variable, die anders zu modellieren ist als die Spillover-Effekte unabhängiger Variablen oder die (endogene) Rückwirkung abhängiger Variablen, wenn die Textilarbeiter beispielsweise so sehr von ihrem Beruf begeistert und eingenommen gewesen waren, dass sie in ihrem Bekanntenkreis überzeugend für die Nachahmung ihres Werdegangs geworben hatten.

Ohne ausgewiesenes Modell sind semiparametrische Regressionen schon aufgrund des Spline-Puffers den parametrischen Regressionen vorzuziehen (McMillen 2017). Doch selbst bei semiparametrischen Regressionen warnt Woods (2002) in der R-Dokumentation zu *mgcViz* ausdrücklich vor der un spezifizierten Verwendung seines Regressionspaketes und rät daher von einem ungeprüften Gebrauch der Default-Einstellungen dringend ab. Nichtsdestoweniger nehmen Kelly, Mokyr und O'Grada in ihren R-Code keine Spezifikation vor. Weil die Autoren ihr Vorgehen nicht rechtfertigen, wirkt es unseriös und belastet die Ergebnisse. Zumal die modellbezogene Motivation für die Anwendung räumlicher Regressionen nicht erklärt wird. Schließlich hätte eine solche Erklärung gut begründet ausfallen müssen, da die Residuen der Regression der britischen Wissenschaftler nach dem Durbin-Watson-Test gar nicht autokorreliert sind.

3.2.2 Diskussion der Instrument-Variablen

Die Methode der Instrument-Variablen ist dazu geeignet, der Korrelation zwischen der beobachteten abhängigen und der beobachteten unabhängigen Variablen eine Richtung zu geben, eine Verallgemeinerung im Sinne eines Kausalzusammenhangs erlaubt sie jedoch nicht. Ihre erfolgreiche Anwendung besagt lediglich, dass alle bisherigen Elemente mit Treatment eine bestimmte Wirkung gezeigt haben. Kausalität aber erfordert, dass alle Elemente, die ein Treatment bekommen, eine bestimmte Wirkung zeigen. Dies ist hier jedoch unerheblich, weil der Ursache-Wirkungs-Zusammenhang sich auf ein Ereignis an zwei Zeitpunkten in der Vergangenheit bezieht und Kelly, Mokyr und O'Grada keine Verallgemeinerung desselben anstreben.

3.3 Diskussion der Daten

Die meisten von Kelly, Mokyr und O'Grada herangezogenen Daten stammen aus den Zensus, die in Großbritannien ab dem Jahr 1801 alle zehn Jahre erhoben wurden. Abgesehen davon, dass die Selbstangaben in einem Zensus nie zweifelsfrei sind und auch nach bestem Wissen und Gewissen fehlerhaft bleiben (Taylor 1951); zum Beispiel im Falle eines Saisonarbeiters mit Kleingewerbe und Hühnerhof, der sich bei der Angabe des Berufs für eine seiner drei Erwerbstätigkeiten entscheiden musste (Wagemann 1952, S.32). So kam es auch im viktorianischen Zeitalter durchaus vor, dass der männliche Familienvorstand nicht erwerbstätig war, das der aber öffentlich ebenso wenig eingestehen konnte (Humphries 1991), wie unverheiratete Frauen aus anderen, aber genauso nachvollziehbaren Gründen ihr tatsächliches Alter verschwiegen haben dürften. Dafür hatten nicht nur die von John Rickman entsandten Zähler Verständnis. So enthüllte der Zensus erstmals – und in der Folge dann jedesmal – amtlich, was einige schockiert, andere erleichtert, alle aber irgendwo geahnt haben dürften: Dass es im ganzen Königreich keine einzige Prostituierte gab!

Schließlich begriffen und handhabten die englischen Monarchen, nicht anders als ihre Untertanen, einen Zensus, den das Unterhaus noch 1753 als unbilligen Eingriff in die Freiheitsrechte eines jeden Engländers in Bausch und Bogen verworfen hatte (Tooze 2001, S. 2), ganz nach ihrem Plaisir als ein politisches Instrument, um gottesfürchtige Frömmigkeit zu demonstrieren, genauso wie militärische oder auch ökonomische Macht.

Veröffentlicht wurden vier Versionen eines Zensus: eine Version für England, eine für Schottland, eine für Wales und eine für das gesamte Königreich. Keine zwei Versionen davon stimmten überein. Ihre Übereinstimmung taxiert Morris (1990) gerade mal auf 70 %. Die Fehlerquote bei Berufsangaben fällt

sogar noch größer aus. Hoppit (1990) schätzt sie auf 40 bis 66 %. Wo aber nicht einmal jede zweite Berufsangabe zutrifft und insbesondere im Textilsektor die Anzahl der Beschäftigten 1841 angesichts der Zahlen aus dem Zensus von 1851 herunterkorrigiert wurde von 67 748 auf nunmehr 13 214 (Wrigley 2010, S. 160) – nota bene: von den damaligen Regenten, nicht von Historikern, die seriöserweise allein aus dem Zensus kaum bis auf die Tausenderstelle genaue Zahlen berichten dürften –, da muss eine Regression, die sowohl in der abhängigen als auch in der unabhängigen Variablen wesentlich auf den Berufsangaben aus den Zensus basiert, und deren Effekte im einstelligen Prozentbereich liegen, als Test überdimensioniert und eo ipso deplatziert wirken. So, als machte man sich mit einem Elektronenmikroskop auf die Suche nach Kieselsteinen. Mangels besseren Zahlenmaterials mag man die Angaben aus den Zensus verwenden (Wrigley 2011, S. 158), doch dann sollten zumindest die Größenordnungen methodisch Berücksichtigung finden.

Zusammenfassend wäre es nicht verwunderlich, wenn zu ein und derselben Kategorie des Zensus in der Forschungsliteratur eine Vielzahl von Zahlen kursieren würde. Zumindest würde es erklären, weshalb kein Variablenwert aus dem Datensatz zur Deckung gebracht werden konnte mit den in den Werken veröffentlichten Angaben, die Kelly, Mokyr und O’Grada als Quelle benennen. Beispielhaft sind in Abbildung 4 die rekonstruierte Anzahl von Buchhändlern je Grafschaft in Ringen aufgetragen gegen die Anzahl von Buchhändlern in Kreisflächen, wie sie Dowey (2016) beziffert. Unterm Strich ergibt die Rekonstruktion 1484 Buchhändler von 1585 Buchhändlern, also eine summarische Abweichung um 6 %.

Die Anzahl der Beschäftigten in der Textilbranche konnte hier erst gar nicht rekonstruiert werden, weil die dafür angegebene Quelle (Marshall 1833) keine diesbezüglichen Einträge vorhält. Gut möglich, dass Kelly, Mokyr und O’Grada die Anzahlen irgendwie aus Marshalls Zahlenmaterial zusammengeschustert haben, was aber für Dritte bei all den wechselnden Bezugsjahren für die Bevölkerungsangaben mit vertretbarem Aufwand nicht nachvollziehbar ist. Die Unwägbarkeiten der Bevölkerungszahlen offenbaren sich dem kritischen Leser schon darin, dass es in England laut dem hinterlegten Datensatz im Jahr 1750 unzweideutig eine Gesamtbevölkerung von über 13 Millionen Einwohnern gegeben haben müsste, eine Zahl, die etwas abseits vom historischen Kontext steht: 1731 kommt man bei Ashton (1945) auf 7.5 Millionen Einwohner, und 1801 lebten laut Zensus in England 8.5 Millionen Einwohner. Selbst 1831 findet man darin nur 12.8 Millionen Einwohner. So verbleibt ganz zentral eine große Erklärungslücke. Angesichts solcher Imponderabilien kann die Studie von Kelly, Mokyr und O’Grada jedenfalls nicht repliziert werden; Einsichten stellen sich bestenfalls bei einer erweiterten Reproduktion ihrer Ergebnisse ein.

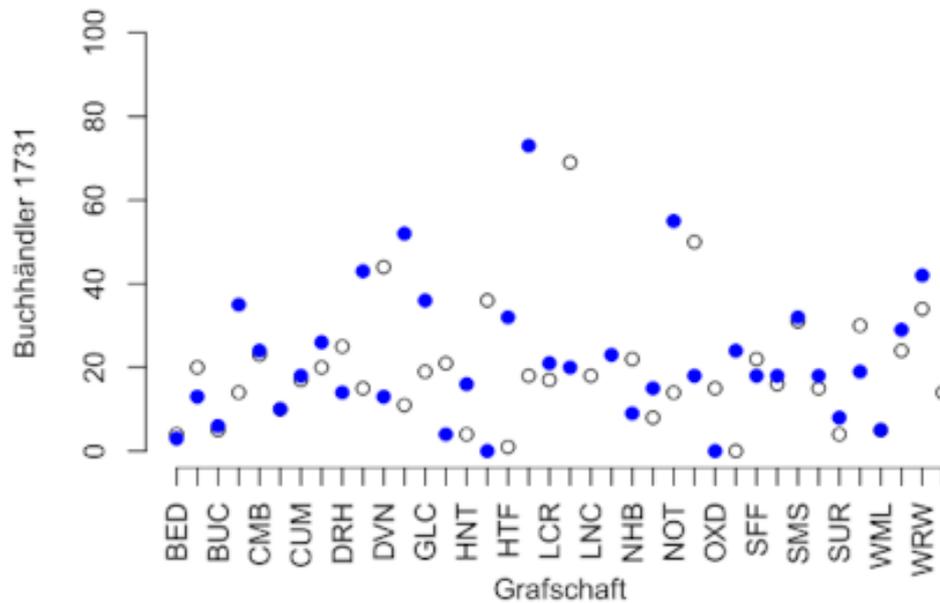


Abbildung 4: Abweichung der rekonstruierten Anzahl (Ringe) von Buchhändlern in englischen Grafschaften bezogen auf 100 000 Einwohner von der Anzahl Buchhändler (Kreise) in Dowey (2016).

3.4 Diskussion der Ergebnisse

Die Halbierung des Koeffizienten für mechanistische Fertigkeiten von 1831 auf 1851 erklären Kelly, Mokyr und O’Grada damit, dass mit der Ausbreitung der industriellen Automatisierung die nötigen Kenntnisse zur Herstellung, Bedienung und Wartung der Apparate immer klarer benannt und besser eingeübt werden konnten, sodass nach und nach auch Arbeitskräfte außerhalb des Kreises der Handwerksmeister Aufnahme in der Textilindustrie gefunden haben sollen. Das scheint zumindest unvollständig, wenn man bedenkt, dass sehr viele Frauen im Textilsektor beschäftigt waren. Dieser Umstand wiegt insofern doppelt, als Frauen erstens schlechter (für den Arbeitsmarkt) ausgebildet waren und (deshalb) zweitens weniger Lohn bezogen, also für Arbeitgeber günstiger waren als ihre männlichen Kollegen.

Ersteres spricht gegen die Annahme von Kelly, Mokyr und O’Grada, dass die Arbeit an einem automatisierten Webstuhl besondere Fertigkeiten erforderte; und letzteres spricht gegen ihre Erwartung, dass im Verlauf der

industriellen Revolution die Anzahl der Beschäftigten in der Textilbranche stetig zunehme. Sobald aber die Arbeitsleistung einer Maschine günstiger wird als die einer menschlichen Arbeitskraft, wird der Mensch durch die Maschine ersetzt. Im Gesamtbild müssten also mit dem Fortgang der industriellen Revolution in der Textilindustrie aus Effizienzgründen auch die Anzahl von gut ausgebildeten Handwerksmeistern zurückgegangen sein, weil sie trotz ihrer vergleichsweise geringen Löhne schnell zu teuer wurden. Aus dieser ökonomischen Perspektive wäre daher die beobachtete Abnahme von Beschäftigten in der Textilbranche, die die Autoren in ihrem Modell nicht schlüssig erklären können, ohne Weiteres zu erwarten gewesen.

Doch die Diskussion um das Modell und seine Annahmen entscheiden die semiparametrische Regressionen von Kelly, Mokyr und O'Grada nicht. Schon deshalb nicht, weil sie in ihrer Studie die ermittelten Effektgrößen in der Größenordnung zwischen 1 und 2 gar nicht reliabel ermitteln können. Dafür ist die Teststärke einfach zu gering.

Weil es zur Berechnung der Teststärke von räumlichen Regressionen keine Formeln gibt, muss dazu auf Simulationen der Monte Carlo-Methode zurückgegriffen werden. Wir formulieren also die Nullhypothese, dass die mechanistische Fertigkeiten keinen Effekt haben auf die Beschäftigung in der Textilindustrie, und bestimmen die Teststärke von Kellys, Mokyr und O'Gradas Test als Anteil der zu Recht abgelehnten Nullhypothese aus 1000 simulierten Regressionen. Aufgrund der durchexerzierten Jarque-Berra-Tests auf Normalverteilung der Variablen sind die Voraussetzungen für die Anwendung von Monte Carlo-Simulationen erfüllt.

Das Monte Carlo-Verfahren zur Bestimmung der Teststärke besteht aus zwei Durchgängen (Greene 2018, S. 655): Im ersten Durchgang variieren die Variablen zufällig um 0 mit den Varianzen aus Kellys, Mokyr und O'Gradas Regression (vgl. Tabelle 2); in ihm werden die 1000 Koeffizienten für die mechanistische Fertigkeiten registriert. Im zweiten Durchgang variiert dann die Variable für mechanistische Fertigkeiten um die Effektgröße aus Kellys, Mokyr und O'Gradas Regression mit dessen Varianz aus der vorausgegangenen Simulation. Wird dann die Nullhypothese abgelehnt, wird sie zu Recht abgelehnt.

Im ersten Durchgang erhalten wir für die Ablehnung der Nullhypothese bei einem Signifikanzniveau von 0.05 und einem Cutoff von 50 km (Lag 3) eine Ablehnungsquote von 0.08; und im zweiten Durchgang ergeben die Simulationen eine Teststärke von maximal 0.86, was doch deutlich hinter den 0.95 zurückbleibt, die erforderlich sind, um die Fluktuation von p-Werten in statistischen Tests zu stabilisieren (Halsey et al. 2015). Dass die 41 Grafschaften eine ineffektive Stichprobe (Griffith 2007) ausmachen, verdeutlicht die Power-Kurve in Abbildung 5: Die Teststärken sind bei weitem zu klein,

um eine Effektgröße von 2 im Jahr 1831 und 1 im Jahr 1851 aufdecken zu können.

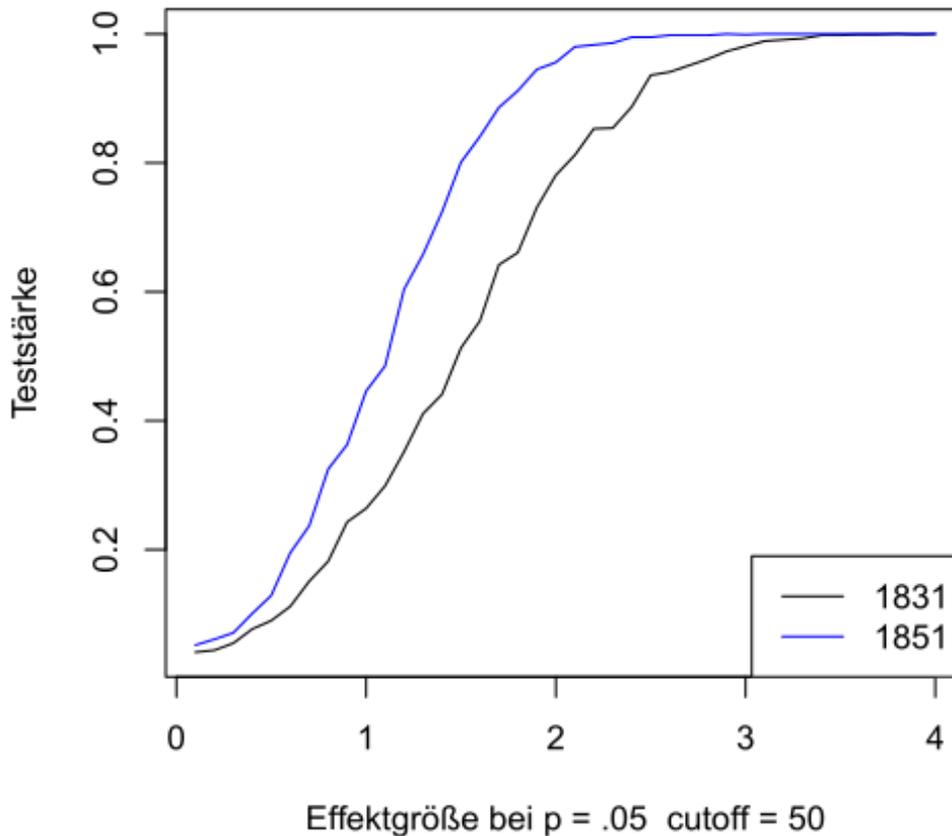


Abbildung 5: Power-Kurve: Teststärke der *Mechanics of the industrial Revolution* in Abhängigkeit von der Teststärke bei Signifikanzniveau 0.05 und Cutoff bei 50 km.

Und selbst wenn die Teststärke hinreichend wäre und der Datensatz aus verlässlichen Daten bestünde, was beides nicht zutrifft, nicht einmal dann würde die Instrumentvariable von Kelly, Mokyr und O'Grada dem vermeintlichen Zusammenhang zwischen industrieller Revolution und mechanistischen Fertigkeiten eine Richtung geben. Zwar erfüllt die Ausbildungsgebühr in ihrem Modell die Anforderungen an eine Instrumentvariable, doch ist die Gebühr schwächer korreliert mit der Anzahl Textilarbeiter ($r = -0.34$) als es die mechanistische Fertigkeiten ($r = -0.47$) sind; ist zudem die unabhängige Variable stärker mit der abhängigen Variablen ($r = 0.54$) korreliert als mit der Instrumentvariablen ($r = 0.36$), deutet das auf Kollinearitäten hin, welche wiederum die Standardfehler verzerren (Staiger & Stock 1997). Daher

überrascht es wenig, dass die Tests Wu-Hausman wie auch Weak Instrument nicht für die Exogenität von Ausbildungsgebühren sprechen.

4 Zum Versuch eine Mechanisierung der Wirtschaftsgeschichte

Man kommt bei der Analyse von Kelly, Mokyr und O'Gradas Arbeit nicht um die Feststellung herum, dass in die Mechanik der industriellen Revolution so mancher Bolzen gedreht ist. Die erste Umdrehung leistet schon der bloße Ansatz, die soziökonomischen Umwälzungen einer geschichtlichen Epoche bikausal erklären zu wollen. Die Einsicht, dass es sich bei der industriellen Revolution um ein vielschichtiges historisches Ereignis handelt, in dem mehr als zwei Faktoren unterschiedlichen Gewichts in wechselnden Kombinationen verbunden sind (Landes 1969), das kaum sinnvoll in einem einzelnen Wachstumsindikator abgebildet werden kann (Hoppit 1990), muss man noch nicht einmal nachlesen, das kommt allein schon in der schier Quantität der Fachliteratur zur industriellen Revolution zum Ausdruck.

Wären die Handwerker im England des 18. Jahrhunderts allen anderen auf der Welt tatsächlich überlegen gewesen, sei es aus körperlichen Kräften oder aus qualifizierter Zuwanderung während der napoleonischen Kriege (Landes 1983, S. 56), dann hätte sich diese Überlegenheit in sämtlichen technischen Sektoren zeigen müssen. Doch ausgerechnet bei der Uhrenproduktion mussten Englands Handwerker auf dem Weltmarkt klein beigeben, während sie in allen anderen Sektoren ein so hohes Produktionsniveau erreichten wie der Rest Europas zusammen (Porter & Teich 1998, S. 14).

Somit geben Kelly, Mokyr und O'Grada schlussendlich keine Antwort darauf, warum ausgerechnet in England die industrielle Revolution ihren Ausgang genommen hat. Würde ihre These von den gering bezahlten Handwerkern stimmen, hätte letzten Endes in England die wirtschaftliche Entwicklung regional homogener verlaufen müssen. Denn obwohl Nordengland sich stärker industrialisierte als der Süden, war es mancher Grafschaft im Norden mit gutem Start auf dem Textilsektor nicht beschert, mit ihren Nachbarn sämtliche Phasen der industriellen Revolution gleichermaßen zu durchlaufen.

Die Vielschichtigkeit historischer Ereignisse und die Vielstimmigkeit der Historiker lassen alles andere aufkommen als das Bild einer mechanisch sich aufrollenden Geschichte. Daran ändert auch das eindrucksvolle semiparametrische Regressionswerk von Kelly, Mokyr und O'Grada nichts. Von ihrer darin bestenfalls angedeuteten Mechanik überzeugen weder die Daten noch das Modell und auch nicht die Methode.

Der Datensatz gleicht einem Datensumpf, der genau dort am wenigsten Halt bietet, wo Kelly, Mokyr und O’Grada die Stützpföcke für ihre Regressionen einschlagen: bei der Berufsbezeichnung und beim Alter. Manchen Daten begegnet man wie erratischen Blöcken, weil sie verschiedenen Quellen entstammen; wobei nicht einmal jede so sprudelt, wie angegeben: Marshall (1833) und Brunt (2006) sind ein Verweis ins Leere und Dowey (2016) referiert Englands Bevölkerung für das Jahr 1761, und nicht für das Jahr 1751.

Das „extrem simple“ Modell ist zugleich extrem fragil. Es beruht einerseits auf kontrafaktischen Annahmen, wie der des Einheitslohnes für den gesamten Arbeitsmarkt einer Grafschaft, und andererseits sind die unabhängigen Variablen zusammengebastelt aus Datensätzen, die eine Spanne von fast 100 Jahren abdecken: von 1707, dem Jahr der Grundsteuer, über die Bevölkerung von 1730, 1750 und 1761, die Banken 1796 und denjenigen, die spätestens 1805 als 14jährige Buben ihre Handwerkslehre begonnen hatten. Mithin werden Großvater, Vater und Sohn als eine Person modelliert – in einer Zeit rasanter Veränderungen und historischer Umbrüche!

Der Methode einer Regression mit räumlichen Splines fehlt bereits die zeitliche Dimension, um die entfesselte Dynamik der industriellen Revolution einzufangen. Und es fehlt ihr an Power für einen Nachweis mit annehmbarer Irrtumswahrscheinlichkeit, dass die Handwerker mit mechanistische Fertigkeiten Ursache waren für den ungebrochenen Boom in der englischen Textilbranche Mitte des 19. Jahrhunderts. Die Stichprobe mit 41 Grafschaften besitzt selbst dann noch eine ineffektive Größe, wenn den Handwerkern aus dem Zensus „old Mechanics“ zur Hand gehen, die im Artikel nirgends als Variable eingeführt werden, sich aber im Datensatz verstecken.

Von der gescheiterten Replikation bleibt kaum mehr als die ernüchternde Feststellung, dass es keinen Sinn hat, in Daten nach Effekten zu suchen, die kleiner sind als die Granularität der Daten.

Literatur

- [1] Allen, R.C. (2011) Why the industrial Revolution was british: Commerce, induced Invention, and the scientific Revolution. In: *The economic History Review* 64(2), 357-384. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0289.2010.00532.x>

- [2] Allen, R.C. (2015) The high Wage Economy and the industrial Revolution: a Restatement. In: *The economic History Review* 68(1),

- 1-22. <https://www.jstor.org/stable/43910008>
- [3] Anselin, L. (2003) Spatial Externalities, spatial Multipliers, and spatial Econometrics. In: *International regional Science Review* 26(2), 153-166. <https://doi.org/10.1177/0160017602250972>
- [4] Ashton, T.S. (1945) The Bill of Exchange and Private Banks in Lancashire 1790-1830. In: *The economic History Review* 15(1/2), 25-35. <https://doi.org/10.2307/2590309>
- [5] Aylett, P. (1987) A Profession in the Marketplace: The Distribution of Attorneys in England and Wales. In: *Law and History Review* 5(1), 1-30. <https://doi.org/10.2307/743935>
- [6] Becker, S.O., Hornung, O. & Woessmann, L. (2011) Education and Catch-up in the industrial Revolution. In: *American economic Journal* 3(3), 92-126. <https://dx.doi.org/10.1257/mac.3.3.92>
- [7] Blanqui, A. (1838) *Geschichte der politischen Oekonomie in Europa*. Karlsruhe: Groos, 1841.
- [8] Boot, H.M. (1999) Real Incomes of the british Middle Class 1760 – 1850. In: *The economic History Review* 52(4), 638-668. <https://www.jstor.org/stable/2599322>
- [9] Brosan, G.S. (1972) The Development of Polytechnics in the United Kingdom. In: *Paedagogia Europaea* 7, 41-53. <https://www.jstor.org/stable/1502485>
- [10] Brunt, L. (2006) Rediscovering Risk: Country Banks as Venture Capital Firms in the first industrial Revolution. In: *The Journal of economic History* 66(1), 74-102. <https://doi.org/10.1017/S0022050706000039>
- [11] Canay, I.M., Romano, J.P. & Shaikh, A.M.(2017) Randomization Inference under an approximate Symmetry Assumption. In: *Econometrica*

85, 1013-1030. <https://www.jstor.org/stable/44955148>

- [12] Conley, T.G. (1999) GMM Estimation with cross sectional Dependence. In: *Journal of Econometrics* 92, 1-45. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00084-0](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00084-0)
- [13] Daudin, G. (2010) Trade and Market Size in late-eighteenth-Century France. In: *The Journal of economic History* 70(3), 716-743. <https://www.jstor.com/stable/40836585>
- [14] Donnell, E.J. (1872) *Chronological and statistical History of Cotton*. New York: Sutton, 1872.
- [15] Dowey, J. (2016) *Mind over Matter*. London: Dissertation, 2016. https://etheses.lse.ac.uk/3525/1/Dowey_mind_over_matter.pdf
- [16] Farnie, D.A. & Jeremy, D.J. (2004). *The Fibre that changed the World*. Oxford: University Press, 2004.
- [17] Findlay, R. & O'Rourke, K.H. (2007). *Power and Plenty*. Princeton: University Press, 2007.
- [18] Fremdling, R. (1997) Industrial Revolution and scientific and technological Progress. In: *Jahrbuch für Wirtschaftsgeschichte* 38(2), 147-168. <https://doi.org/10.1524/jbwg.1997.38.2.147>
- [19] Gibbons, S. & Overman, H.G. (2012) Mostly pointless spatial Econometrics? In: *Journal of regional Science* 52(2), 172-191. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2012.00760.x>
- [20] Greene, W.H. (2018) *Econometric Analysis*. 8.Aufl. London: Pearson, 2022.

- [21] Griffith, D.A. (2005) Effective geographic Sample Size in the Presence of spatial Autocorrelation. In: *Annals of the Association of American Geographers* 95(4), 740-760. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8306.2005.00484.x>
- [22] Griffith, D.A. (2007) An Equation by any other Name is still the same: On spatial Econometrics and spatial Statistics. In: *The Annals of regional Science*, 2. <https://doi.org/10.1007/s00168-006-0092-4>
- [23] Hahn, H.W. (1997) *Die industrielle Revolution in Deutschland*. 3.Aufl. München: Oldenbourg, 2011.
- [24] Halsey, L.G. et al. (2015) The fickle p-Value generates irreproducible Results. In: *Nature Methods* 12(3), 179-185. <https://www.nature.com/articles/nmeth.3288>
- [25] Härdle, W. et al. (2004) *Nonparametric and semiparametric Models*. Heidelberg: Springer, 2004.
- [26] Higgs, E. (1987). Women, Occupations and Work in the nineteenth Century Censuses. *History Workshop Journal* 23(1), 59–80, <https://doi.org/10.1093/hwj/23.1.59>
- [27] Hitchcock, T. (2024) Currency, Coinage and the Cost of Living. In: *The Proceedings of the old Bailey*. <https://www.oldbaileyonline.org/about/coinage>
- [28] Hoppit, J. (1990) Counting the industrial Revolution. In: *The economic History Review* 43(2), 173-193. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0289.1990.tb00525.x>
- [29] Humphries, J. (1991) „Lurking in the Wings ...“: Women in the Historiography of the industrial Revolution. In: *Business and economic History* 20, 32-44. <https://doi.org/10.1111/j.1468-229X.1974.tb02221.x>

- [30] Hunt, E.H. (1986) Industrialization and regional Inequality: Wages in Britain 1760 – 1914. In: *The Journal of economic History* 46(4), 935-966. <https://doi.org/10.1017/S0022050700050658>
- [31] Ibragimov, R & Müller, U. (2010). t-Statistic based Correlation and Heterogeneity robust Inference. In: *Journal of Business and economic Study* 28, 453-468. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.08046>
- [32] Jackson, R.V. (1992). Rates of industrial Growth during the industrial Revolution. In: *The economic History Review* 45(1), 1-23. <https://www.jstor.org/stable/2598326>
- [33] Kelly, M. (2019). The Standard Error of Persistence. CEPR Discussion Paper No. DP13783. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3401870>
- [34] Kelly, M. (2020). Direct Standard Errors for Regressions with spatially autocorrelated Residuals. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3560290>
- [35] Kelly, M. & Ó Grada, C. (2022). Connecting the scientific and industrial Revolutions: The Role of practical Mathematics. *The Journal of economic History* 82(3), 841-873. <https://doi.org/10.1017/S0022050722000250>
- [36] Kelly, M., Mokyr, J. & Ó Grada, C. (2023) The Mechanics of the industrial Revolution. In: *Journal of political Economy* 131(1), 59-94. <https://doi.org/10.1086/720890>
- [37] Landes, D. (1969) *Der entfesselte Prometheus*. München: dtv, 1983.
- [38] Landes, D. (1983) *Revolution in Time*. Harvard: University Press, 1983.
- [39] Li, Z. & McKeague, I.W. (2013) Power and Sample Size Calculations for generalized estimating Equations via local Asymptotics. In:

Statistica Sinica 23(1), 231-250. <https://doi.org/10.5705/ss.2011.081>

- [40] Malthus, T.R. (1798) *An Essay on the Principle of Population*. London: Dent, 1958.
- [41] Manski, C.F. (1993) Identification of endogenous social Effects. In: *The Review of economic Studies* 60(3), 531-542. <https://www.jstor.org/stable/2298123>
- [42] Marshall, J. (1833) *Populations, Productions, Revenues, financial Operations etc. of Great Britain and Ireland*. London: Hadden, 1833.
- [43] McMillan, D.P. (2012) Perspectives on spatial Econometrics: linear Smoothing with structured Models. In: *Journal of regional Science* 52(2), 192-209. <https://doi.org/j.1467-9787.2011.00746.x>
- [44] Mitchell, W.C. (1925). Quantitative Analysis in economic Theory. In: *The american economic Review* 15(1), 1-12. <https://jstore.org/stable/1808475>
- [45] Mokyr, J. (1977) Demand vs Supply in the industrial Revolution. In: *The Journal of economic History* 37(4), 981-1008. <https://doi.org/10.1017/S0022050700094778>
- [46] Mokyr, J. (2009) *The enlightened Economy*. Yale: University Press, 2009.
- [47] Morris, R.J. (1990) Occupational Coding: Principles and Examples. In: *Historical social Research* 15(1), 3-29. <https://doi.org/10.12759/HSR.15.1990.1.3-29>
- [48] Morrisson, C. (2007) La Production française au Siècle XVIIIe: Stagnation ou Croissance? In: *Revue européenne des Sciences sociales* 45/137, 153-167. <https://doi.org/10.4000/ress.224>

- [49] Musson, A.E. & Robinson, E. (1969). *Science and Technology in the industrial Revolution*. Manchester: University Press, 1969.
- [50] Neuss, L.v. (2015) Why did the industrial Revolution start in Britain? Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2696076> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2696076>
- [51] Nordhaus, W.D. (2006) Geography and Macroeconomics: New Data and new Findings. In: *Proceedings of the national Academy of Science 103(10)*, 3510-3517. <https://doi.org/10.1073/pnas.0509842103>
- [52] Ohlin, B. (1967) *Interregional and international Trade*. Harvard: University Press, 1967.
- [53] Parthasarathi, P. (1998). Rethinking Wages in the eighteenth Century. In: *Past and Present 158*, 79-109. <https://doi.org/10.1093/past/158.1.79>:
- [54] Porter, R & Teich, M. (1998) *Die industrielle Revolution in England, Deutschland, Italien*. Berlin: Wagenbach, 1998.
- [55] Ricardo, D. (1817) *Grundsätze der politischen Ökonomie und Besteuerung*. Frankfurt/M.:Athenäum, 1972.
- [56] Richards, E. (1974) Women in the british Economy since about 1700. In: *History 59(197)*, 337-357. <https://doi.org/10.1111/j.1468-229X.1974.tb02221.x>
- [57] Richet, D. (1968) Croissance et Blocage en France du XVe au XVIIe Siècle. In: *Économies Sociétés Civilizations 23(4)*, 759-787. <https://doi.org/10.3406/ahess.1968.421959>
- [58] Schuler, A. (2021) Designing efficient randomized Trials: Power and Sample Size Calculation when using semiparametric efficient

Estimators. <https://www.arXiv.2104.10784v2>

- [59] Staiger, D. & Stock, J.H. (1997) Instrumental Variable Regression with weak Instruments. In: *Econometrica* 65(3), 557-586. <https://doi.org/10.2307/2171753>

- [60] Taylor, A.J. (1951) The Taking of the Census 1801-1951. In: *British medical Journal*, 07.04.1951, 715-720. <https://doi.org/10.1136/bmj.1.4709.715>

- [61] Tooze, J.A. (2001) *Statistics and the german State*. Cambridge: University Press, 2001.

- [62] Toynbee, A. (1884) *Lectures on the industrial Revolution*. Cambridge: University Press, 2011.

- [63] Twigg, T. (1830) List of the Country-Bankers of England and Wales. London: Twigg, 1830.

- [64] Voigtländer, N. & Voth, H.J. (2006) Why England? Demographic Factors, structural Change and physical Capital accumulating during the industrial Revolution. In: *Journal of economic Growth* 11, 319-361. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10887-006-9007-6>

- [65] Wagemann, E. (1952) *Die Zahl als Detektiv*. München: Lehnen, 1952.

- [66] Wrigley, E.A. & Schofield, R.S. (1981) *The Population History of England*. Cambridge: University Press, 1989.

- [67] Wrigley, E.A. (2002) The Quest for the industrial Revolution. In: *Proceedings of the British Academy* 121, 147-170. <https://doi.org/10.5871/bacad/9780197263945.002.0007>

- [68] Wrigley, E.A. (2004) *Poverty, Progress, and Population*. Cambridge: University Press, 2009.
- [69] Wrigley, E.A. (2010) *Energy and the industrial Revolution*. Cambridge: University Press, 2010.
- [70] Wrigley, E.A. (2011) *Early english Censuses*. Oxford: University Press, 2011.
- [71] Zhang, L. (2021). Why the industrial Revolution started in 18th Century Britain, not China from the Perspective of Globalization. In: *Frontiers of Economics in China* 16(1), 124-169. <https://doi.org/10.3868/s060-013-021-0006-5>.