

# 最低賃金の引き上げが飲食店事業所の雇用に どう影響するのか

山口 雅生

## How does a Minimum Wage Raise Affect Employment of Japanese Restaurants?

Masao YAMAGUCHI

### Abstract

U.S. empirical studies during decade control for heterogeneity of regional economic trends and shocks when they analyze policy evaluation. Most of them found that minimum wage has statistically insignificant positive effects on employment in the restaurant industry. Following those works, this study analyzes the minimum wage effects in Japan using a micro-dataset, “Basic Survey on Wage Structure.” We construct a treatment group data-set of business establishment which employs at least 1 worker whose hourly wage is below the minimum wage that will be mandated later, and a control group data-set of business establishment which employs no workers such that. Using treatment intensity (i.e., the fraction of workers exposed to the revised minimum wage in the establishment), the various regression models, considering heterogeneity of region and regional (prefectural) economic shocks, are estimated. First, this paper showed the increase in minimum wage from 2008 to 2010 had insignificant positive effects on employment, but had significant positive effects on hourly wages and total wage costs. Then the paper also found that average tenure of part-timer in establishments became longer and separation of the establishment decreased, implying that reduction in separation could cause longer tenure of employees and decrease recruitment and training costs for new hiring, that might prevent the decrease in profits.

## 1. はじめに

低い経済成長とデフレ懸念に苦しむ日本経済に対して、現政権は経済の好循環を促すため、賃上げの重要性を指摘するとともに、大幅な最低賃金の引き上げを主張している。最低賃金の改定額の目安を提案する中央最低賃金審議会（2016年7月開催）が、政府の方針に特段の配慮を示したこともあって、2016年の10月の都道府県別の賃金改定額は全国加重平均額でみて前年比3.13%となり、1993年以来もっとも高い伸び率となった。しかし経済学の教科書に登場する労働市場の競争均衡モデルは、最低賃金の引き上げが雇用を減らすメカニズムを説明しており、このモデルに従えば最低賃金の引き上げが雇用を減らしてしまう。一方で教科書に登場することは少ないが最低賃金の引き上げが雇用を増やすメカニズムを説明するモデルもある<sup>i</sup>。重要なのは最低賃金の引き上げが雇用を減らすのかどうかを、統計的に厳密に検証することである。最近のアメリカやイギリスでは、最低賃金の引き上げについての政策効果の検証が数多く行われており、雇用を減らす可能性がほとんどないことが多くの研究で明らかにされている。しかし、日本を対象とした実証分析はそれほど蓄積されていない<sup>ii</sup>。

最低賃金の効果についての研究はアメリカを中心に蓄積されてきた。Neumark and Washer (2008) は広く世界の研究をサーベイしている。Schmitt (2015) は2000年以降のアメリカの研究を整理し、最低賃金の引き上げが雇用の削減を生み出さない場合の事業所の調整メカニズムについて考察している。

これまで最低賃金の政策効果を分析した研究で、もっとも有名なものがCard and Kruger (1994) である。彼らは1992年のニュージャージー州の最低賃金引き上げの前後に、ニュージャージー州およびそれに隣接するペンシルバニア州のファーストフード店に対して、電話調査を行った。最低賃金引き上げのあったニュージャージー州の雇用変化率と引き上げのなかったペンシルバニア州の雇用変化率の差を推定することによって、最低賃金の引き上げが統計的に有意な雇用の増加をもたらしたことを示した。しかしNeumark and Washer (2000) との論争に対するコメント論文でCard and Kruger (2000) は、1994年の分析に用いたデータよりも、より範囲の広いアメリカの労働統計局のデータを使用すると、1994年の最低賃金の雇用への効果は、正であるがゼロに近くなることを示した。

Dube, Naidu, and Reich (2007) はサンフランシスコとそれに隣接する地域の雇用変化率を、2004年の最低賃金の引き上げ前後で比較することで、最低賃金が雇用に統計的に有意な影響を与えないことを示した。またHirsch, Kaufman, and Zelenska (2015) は、ジョージア州とアラバマ州の81店舗の2007年から2009年にかけての賃金台帳データを用いて、最低賃金が雇用に統計的に有意な影響を与えないことを示した。

以上のようなケーススタディを一般化して、全米のデータを用いて各州の最低賃金の水準や引き上げ時期の違いを考慮して、最低賃金の雇用への影響を研究したものにDube, Lester, and Reich (2010) がある。彼らは1,380郡の雇用と賃金のデータと、最低賃金水準と引き上げ時期が異なる隣接州の境界地域の504郡のペアデータを用いて、1990年から2006年までの

最低賃金の政策効果を分析している。ここで隣接州の境界地域のデータを用いるのは、最低賃金政策が異なるが、近隣地域であるため経済状況が類似しているという特徴を利用して、より共変量がバランスしているような処置群と対照群のサンプルを見つけることができるからである。Dube et al. (2010) の推計結果は、各州の経済ショックの異質性を考慮していない2方向固定効果モデルでは負の有意な雇用効果を識別するが、異質性（線形の経済トレンドや調査区の経済ショック）を考慮した場合や隣接州の境界地域のペアデータを用いた場合には、正の有意でない雇用効果を示している。そして2方向固定効果モデルの見せかけの負の雇用効果が、最低賃金の変動と関係のない各州の異質な雇用のトレンドから生じること指摘している。これに対して Neumark, Salas, and Wascher (2014) は、隣接州の境界地域のペアデータを用いる研究デザインは統計的に検定されていないという問題点を指摘するとともに、州の経済トレンドの線形性に対しても疑問を投げかけている。

さらに Neumark et al. (2014) に対して、Allegretto, Dube, Reich, and Zipperer (2015) が反論しており、2次以上の州の経済トレンドを説明変数に含めた場合にも、最低賃金の雇用への影響は有意ではないという結果が変わらないことを示すとともに、Dube, Lester and Reich (2016) が、隣接州の境界地域のペアデータを用いた場合の各共変量の州間の差が、隣接州の境界地域以外のデータを用いた場合のそれよりも小さくなることを示した。そして Dube et al. (2016) は隣接州の境界地域のペアデータの選び方について検定を実施し、境界地域のペアが中心地からの距離が75マイル以内のサンプルを用いて、最低賃金が雇用に与える影響が有意でないという結果を得ている。

以上のような最近の米国の研究が示唆していることは、最低賃金の政策効果をより正確に識別するために、観察データの空間的な異質性をコントロールすること、そして処置群と対照群を適切に選ぶことの重要性である。本論文はこれらの点に注意を払って、実証分析を進める。

一方、日本における最低賃金の実証研究では、主に就業率や就業確率への影響が分析されている。川口・森 (2009) は1982年から2002年にかけての5回の『就業構造基本調査』を用いて、最低賃金の影響を受ける労働者の割合（最低賃金影響率）を各時点別都道府県別に推計し、その最低賃金影響率が、年齢別・男女別の5年間の就業率の変化に対して与える影響を分析している。10代の男性と25歳から59歳の既婚女性に対して、最低賃金影響率が負の有意な影響を与えたことを示している。さらに川口・森 (2013) は、『労働力調査』を用いて2007年から2010年にかけての各年の最低賃金の引き上げと地域別最低賃金の違いが各都道府県別の16～19歳男女の平均就業率にどのような影響を与えているのか分析している。分析の結果、10%の最低賃金の上昇が16～19歳男女の就業率を有意に5.25%引き下げたこと、そして雇用に対する最低賃金弾力性が-3.08であることが示された。

また Kambayashi, Kawaguchi, and Yamada (2013) は、最低賃金の引き上げが賃金分布に与える影響について主に分析しているが、それに関連して女性雇用に与える影響も1997年と2002年の『就業構造基本調査』の個票データを用いて推計している。プロビットモデルによる女性の就業確率の推計によって、雇用に対する最低賃金弾力性が-0.34で統計的に有意であ

ることが示された。

さらに Higuchi (2013) は、『慶応義塾家計パネル調査 (KHPS)』を用いて、2004 年から 2010 年までの最低賃金の引き上げが、失業者あるいは無業者の新規就業確率にどう影響を及ぼしたのか、また非正規労働者として働いていた人の離職確率にどう影響を及ぼしたのかを分析している。分析の結果は、最低賃金の引き上げが、男女別のそれぞれの新規就業確率と離職確率ともに有意な影響を与えないことを示している。

以上のように、日本では労働者を対象とした調査データを用いて最低賃金の影響を分析している研究が多く、最低賃金の変化に対する事業所の反応を詳細に分析する研究は少ない<sup>iii</sup>。

本論文は、『賃金構造基本統計調査』の個票データを用いて 2008 年から 2010 年にかけての最低賃金の引き上げが事業所の雇用や賃金にどう影響したのかを検証するものである。『賃金構造基本統計調査』の個票は、毎年繰り返しのクロスセクションデータを集めている調査であるが、各個票レコードに『事業所・企業統計調査』の事業所コードも併記されているため、事業所、市町村、調査区のコードをマッチングさせることで、2 期連続以上回答している同一事業所を追跡できる。そのため最低賃金の引き上げ前後の同一事業所の雇用量や平均賃金などのデータを使って、最低賃金の引き上げが事業所に直接与える影響を分析することができる。ここでは最低賃金の影響を直接受ける事業所（処置群）と影響を受けない事業所（対照群）を比較する Card and Kruger (1994 2000) や Dube, Naidu, and Reich (2007) の分析手法を用いる。分析では最低賃金以下で働く労働者の割合がもっとも大きな産業の一つである飲食店の事業所を対象にする。

主要な結論は以下のとおりである。2008 年から 2010 年にかけての最低賃金の引き上げは、事業所の雇用に対して有意な影響を与えなかった。一方で、事業所の平均賃金、賃金総額、短時間労働者の勤続年数に対して統計的に有意な正の影響と離職者数に有意な負の影響を及ぼした。Manning (2016) などが、最低賃金の上昇が雇用を減らさない理由について考察しているように、分析の結果は、最低賃金の引き上げが離職を減らして従業員の勤続年数を長くすることで、入職者の採用費用や訓練費用を節約する効果があることを示唆するものである。

本論文の構成は以下のとおりである。2 節では日本の最低賃金制度と分析に用いるデータについて説明する。3 節では分析方法と分析結果について論じる。最後の 4 節で結論を述べる。

## 2. 最低賃金制度とデータ

### 2.1. 地域別最低賃金

日本では、「特定最低賃金」と「地域別最低賃金」の二つの最低賃金が都道府県ごとに決められている<sup>iv</sup>。「特定最低賃金」は特定の産業について設定されている最低賃金で、「地域別最低賃金」以上の金額が設定されている。分析対象とする飲食店は、すべての都道府県で「特定最低賃金」が設定されていないので、「地域別最低賃金」データのみを使用することで、最低賃金の影響を分析できる。分析では、各年の『最低賃金決定要覧』にまとめられている都道府

県別の時間あたり最低賃金額データを使う。

「地域別最低賃金」は、毎年10月ごろに新たな金額の適用が始まる。賃金の停滞やデフレの影響もあって、1998年から2006年までは、最低賃金の上昇は一けた台に落ち込んでいた。全国加重平均でみると、1998年の649円から2006年の673円と8年で24円しか増えていない。しかし2007年の最低賃金法改訂を契機に、最低賃金額は顕著に増加していくことになる。2007年から2011年にかけて、全国加重平均は687円、703円、713円、730円、737円となった。

## 2.2. 『賃金構造基本統計調査』

分析に使用するデータは、2008年から2011年にかけての厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』（Basic Survey of Wage Structure）の個票データである。以下、BSWSと表現する。BSWSは毎年7月に5人以上の事業所を対象に、雇用している労働者の6月の賃金や労働時間、その前年の賞与などを調査している。対象となる事業所のサンプルは母集団から都道府県、産業、事業所規模別に層化抽出され、約7万8,000事業所が抽出されている。さらに各事業所では、労働者が産業別、事業所規模別に層化抽出され、約160万人から170万人が抽出されている。特に常用労働者が5人以上30人未満の事業所では常用労働者が全数調査される。各労働者に対して、性別、年齢、雇用形態、勤続年数なども調査される。

BSWSは毎年無作為に事業所を抽出する繰り返しのクロスセクションデータ（repeated cross-section data）であるが、BSWSの個票レコードには、全数調査である『事業所・企業統計調査（経済センサス）』の事業所番号（コード）、都道府県コード、市町村コード、調査区コードが記載されており、これらのコードを用いて、同一事業所を追跡することができる。ただし『事業所・企業統計調査』に合わせて母集団が更新されることに伴い、BSWSの個票レコードに記載されている事業所統計コードが2年～4年に一回改訂されるために、同一事業所の追跡は最大で2年から4年となる<sup>v</sup>。

分析の対象となる2008年から2011年のBSWSの個票レコードは、その間事業所コードの

表1：サンプルサイズおよび処置群に割り当てられた事業所のシェア

	2期連続回答した 事業所数	3期連続回答した 事業所数	4期連続回答した 事業所数	合計
2008年と2009年	433	13	30	476 (107, 22.48%)
2009年と2010年	548	47	31	626 (140, 22.36%)
2010年と2011年	536	34	30	600 (167, 27.83%)
全期間	1,517	94	91	1,702 (414, 24.32%)

出所：『賃金構造基本統計調査』（BSWS）より筆者集計。

（注）BSWSの産業分類は、2008年の調査では、2002年3月改訂の日本標準産業分類が用いられており、2009年以降は、2007年11月改訂の日本標準産業分類が用いられている。分析で用いるデータは、2002年産業中分類が70（一般飲食店）もしくは71（遊興飲食店）でかつ、2007年産業中分類が76（飲食店）である事業所を対象としている。2009年と2010年の4期連続回答した事業所の一つは、2008年と2011年が上記の産業と異なる産業分類となっている。合計欄の括弧の数字は、t年と(t+1)年の事業所のうち、t年の10月時の最低賃金引き上げによって、t年のサンプルで最低賃金以下の賃金になってしまう人がいる事業所の数と割合（%）である。

変更が行われなかったもので、4年間の同一事業所の追跡が可能となっている。

本論文では、最低賃金の引き上げに対する事業所の反応を直接的に分析するために、2期連続以上の回答を行った事業所とその事業所で働く従業員のデータを使用する。対象となる飲食店産業のうち、2008年から2011年にかけて、2期連続のみ回答している事業所は、1,517サンプルで、1,702の全体のサンプルの9割程度となっている（表1）。

BSWSは、事業所の労働者の雇用形態を、常用労働者と臨時労働者に分けている。さらに常用労働者は「正社員・正職員」と「正社員・正職員以外」に分類されるとともに、短時間労働者かどうかについても分類がある。ここで短時間労働者は「1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い者」もしくは、「1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも、1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない者」と定義されている。短時間労働者は時間給制で働く労働者が多く賃金が比較的安いことから、最低賃金の影響を受けやすい（川口・森 2009）。以下の分析の中で、短時間労働者とフルタイム労働者（短時間労働者でない常用労働者）の違いも考慮する。

BSWSは、事業所の各労働者の毎年6月の賃金や手当を決まって支給される現金給与額(A)、超過労働給与額(B)、通勤手当(C)、精皆勤手当(D)、家族手当(E)に区分して調査している。(A)には(C)(D)(E)が含まれている。また賞与期末手当等特別給与額(F)は昨年1年あたりの総額となっている。最低賃金法の対象となる賃金は、毎月定期的に支払われる賃金であり、上記の(B)～(F)については含まれない。そのため分析対象の賃金として、(A)から(C)(D)(E)を差し引いた、いわゆる所定内給与額を、所定内労働時間で割ることによって算出される、時間あたり賃金を使う。

BSWSは、勤続年数についても年単位であるが、調査項目に含まれている<sup>vi</sup>。勤続年数が1年未満の労働者を集計することで、前年から今年にかけて入職した新規入職者数を事業所ごとに推計できる。同時に、各事業所の雇用者数の前年との差と新規入職者の差をとることで、離職者数も推計できる。ただし常用労働者数が30人未満の事業所では、労働者の全員が調査対象となっているため新規入職者数を正確に把握することができるが、常用労働者数が30人以上の事業所では、労働者が無作為抽出されるため、労働者のサンプリングウェイトを使って新規入職者数を推計しなければならない。後者の30人以上の事業所のサンプルは測定誤差がかなり大きいために入職と離職の分析ではサンプルから除く。

### 3. 分析

#### 3.1. 最低賃金効果の識別方法

BSWSの個票データは、各事業所の労働者の賃金を把握しているので、最低賃金の引き上げが行われたときに、最低賃金に抵触（バインド）する労働者がいる事業所といない事業所を特定することができる。ここでは事業所を最低賃金にバインドする処置群(Treatment group)と、また最低賃金にバインドしない対照群(Control group)に分けて、二つの群の反応の違いを

表2：記述統計

Variable ( $Y_{it+1} - Y_{it}$ )	処置群 (A)				対照群 (B)				Difference (A-B)	
	N	sum_w	平均値	標準偏差	N	sum_w	平均値	標準偏差	平均値	標準誤差
雇用 (臨時含む)	414	2,388	-0.0280	0.287	1,288	7,698	-0.0224	0.296	-0.00557	(0.0168)
時間あたり賃金	414	2,388	0.0180	0.117	1,288	7,698	-0.00886	0.108	0.0268***	(0.00628)
最下位賃金	414	2,388	0.128	0.291	1,288	7,698	-0.0290	0.122	0.157***	(0.0101)
雇用 (臨時含まない)	414	2,388	-0.0333	0.331	1,288	7,698	-0.00560	0.317	-0.0277	(0.0183)
フルタイム労働者数	374	2,079	-0.0748	0.579	1,197	7,207	-0.00706	0.605	-0.0678*	(0.0363)
短時間労働者数	401	2,335	-0.00905	0.491	1,226	7,287	-0.00905	0.478	7.85e-06	(0.0278)
正規雇用者数	385	2,080	-0.0322	0.431	1,198	6,967	-0.0419	0.392	0.00976	(0.0240)
非正規雇用者数	405	2,317	-0.0195	0.427	1,253	7,423	0.00622	0.402	-0.0258	(0.0235)
女性雇用者数	412	2,376	-0.0480	0.461	1,282	7,649	-0.0129	0.391	-0.0350	(0.0234)
フルタイム労働者の時間あたり賃金	374	2,079	0.0303	0.288	1,195	7,151	-0.0100	0.226	0.0404***	(0.0146)
短時間労働者の時間あたり賃金	401	2,335	0.0204	0.130	1,225	7,285	-0.00902	0.0966	0.0294	(0.0286)
所定内給与総額	414	2,388	-0.00998	0.301	1,288	7,698	-0.0312	0.301	0.0213	(0.0171)
フルタイムの所定内給与総額	374	2,079	-0.0445	0.560	1,195	7,151	-0.0276	0.552	-0.0169	(0.0335)
短期雇用の所定内給与総額	401	2,335	0.0113	0.507	1,225	7,285	-0.0181	0.489	0.0294	(0.0286)
勤続年数	407	2,355	0.0849	0.383	1,268	7,542	0.0850	0.458	-4.58e-05	(0.0253)
フルタイムの勤続年数	359	2,002	0.0980	0.606	1,144	6,821	0.0760	0.603	0.0220	(0.0372)
短期労働者の勤続年数	389	2,228	0.159	0.524	1,183	6,966	0.0681	0.501	0.0911***	(0.0298)
Treatment Intensity	414	2,388	0.159	0.146	1,288	7,698	0	0		
Ratio_short (previous period)	414	2,388	0.508	0.255	1,288	7,698	0.485	0.250	0.0290**	(0.0144)
Sum_bonus (previous period)	414	2,388	3.335e+06	4.989e+07	1,288	7,698	2.561e+06	1.385e+07	773.470	(1.546e+06)
入職者数 (レベル値の対数)	119	1,142	1.380	0.828	447	4,251	1.517	0.739	-0.137*	(0.0781)
離職者数 (レベル値の対数)	125	1,215	1.403	0.834	453	4,208	1.557	0.759	-0.154**	(0.0774)

出所：BSWS より筆者が計算。

(注) N はサンプルサイズ、sum\_w は事業所のサンプリングウェイトの合計である。上段はサンプルを処置群と対照群に分けて、各変数の対数の差分を事業所のサンプリングウェイトを使って加重平均値と標準偏差を求めている。下段は、サンプルを処置群と対照群に分けて、処置の強さ、短時間労働者比率 (Ratio\_short、ボーナス総額 (Sum\_bonus)、入職者数、離職者) 数を事業所のサンプリングウェイトを使って加重平均値と標準偏差を求めている。また下段の入職者数と離職者数は、30人未満の事業所にサンプルを限っている。最右列は、処置群と対照群の各変数の差を計算したもので、両者の差が0であるという検定を  $t$  値を用いて行っている。 $t$  検定の有意性のレベルは、1% \*\*、5% \*、10% \* で表示されている。いくつかのサンプルにおいて、レベル変数がゼロの値をとっているため、対数値が定義できない。その結果、そのサンプルは、取り除かれることになる。

最低賃金の効果として識別する (分析では以下に示すように、処置群の処置の強さの違いも考慮する)。ここで最低賃金にバインドする事業所とは、ある時点の事業所で働く労働者の賃金が、その後引き上げられた最低賃金を下回ることになる労働者が存在する事業所を意味している。表1の最右列の上段の括弧には、2008年6月時点の各事業所データにおいて、2008年10月に最低賃金の引き上げが適用となったのちに、最低賃金以下を受け取るようになる労働者が存在する事業所 (最低賃金にバインドする事業所) の数とその割合が示されている。2008年のデータでは、22%程度の事業所が処置群となっている。全期間で見ると、1,702の事業所のうち414事業所 (24.23%) が処置群となっている。

表2には、分析に用いる記述統計を、処置群と対照群に分けて表示している。最右列には、処置群と対照群の平均値の差の推計値も併せて掲載している。

最低賃金の研究では、処置群と対照群の単純な差をみる分析よりも、処置群の中での処置の強さの違いを考慮に入れて分析しているものが多い (Card and Kruger 1994, Dube, Naidu, and Reich 2007, Giuliano 2013)。ここでは Dube, Naidu, and Reich (2007) の分析方法に従い、処置の強さ (Treatment intensity) を、次のように定義する。

$$Treatment\ Intensity_{it} = \frac{\text{事業所のバインド労働者の数}_{it}}{\text{事業所の労働者総数}_{it}}$$

ここで事業所のバインド労働者の数とは、 $t$ 期の6月の賃金が最低賃金の改定後（ $t$ 期10月改定）にバインドする各事業所の労働者数であり、事業所の労働者総数に対するその割合が *Treatment intensity* である。すなわち *Treatment intensity* は、各事業所における最低賃金の影響度の強さを測る指標といえる。事業所の労働者の全員が最低賃金にバインドしていれば1となり、誰もバインドしていなければ0となる。

分析では、次の5つの式の  $\beta$  を最小二乗法で推計することにより、最低賃金引き上げの平均処置効果（Average treatment effect）を識別する。

$$y_{it+1} - y_{it} = \beta Treatment\ Intensity_{it} + \theta sizedummy_{it} + \phi_s + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it+1} - y_{it} = \beta Treatment\ Intensity_{it} + \theta sizedummy_{it} + \phi_s + \tau_{Rt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$y_{it+1} - y_{it} = \beta Treatment\ Intensity_{it} + \theta sizedummy_{it} + \phi_s + \tau_{st} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it+1} - y_{it} = \beta Treatment\ Intensity_{it} + \theta sizedummy_{it} + \delta ratioshort_{it} + \phi_s + \tau_{st} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$y_{it+1} - y_{it} = \beta Treatment\ Intensity_{it} + \theta sizedummy_{it} + \delta ratioshort_{it} + \mu sumbonus_{it} + \phi_s + \tau_{st} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

推計式の左辺は、事業所  $i$  における最低賃金の引き上げが起こる前の対数の結果変数  $y_{it}$  を最低賃金引き上げ後の対数の結果変数  $y_{it+1}$  から引いたものである。各結果変数は、他の研究との比較を考えて、変化率単位となるように、対数値を用いていることに注意されたい。例えば結果変数を雇用量としたならば、左辺は事業所の雇用量の変化率となる。

推計式の右辺の  $\phi_s$  は都道府県の固定効果、 $\tau_t$  は時点の固定効果、 $sizedummy_{it}$  は事業所規模のダミー変数ベクトル、 $\theta$  は事業所規模ダミーの係数ベクトル、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項を表している。(1)式に用いている都道府県と時点だけの標準的な2方向固定効果モデルでは、地域の異質な経済ショックを捉えきれないことが Dube et al. (2010) などの研究で示されている<sup>vii</sup>。そこで、地域の異質な経済ショックなどを推計モデルに反映させるため、(2)式と(3)式では広域地域の各時点に対する固定効果  $\tau_{Rt}$  と県の各時点ダミー  $\tau_{st}$  をコントロールに入れた<sup>viii</sup>。

(1)～(3)の時点や地域のコントロールだけでは、処置がランダムに割り当てられないかもしれない。処置がランダムに割り当てられなければ、正確な最低賃金の政策効果を識別することはできない<sup>ix</sup>。そこで(4)式と(5)式においては、交絡因子(Confounding factor)をコントロールするために、各事業所の短時間労働者比率(*ratioshort*)と各事業所のボーナス支払い総額(*sumbonus*)を説明変数に加える<sup>x</sup>。最低賃金にバインドしやすくなる事業所の特徴として、短時間労働者比率が高いことや業況の悪化などが考えられるからである<sup>xi</sup>。

パネルデータを用いた分析においては、各県や各地域の(クラスター)内で観察データが相関を持っている可能性が高い。そのため誤差項の分散共分散行列を推計する際に、県単位の各クラスター内における誤差項の系列相関と不均一分散を考慮する<sup>xii</sup>。そして回帰係数の  $t$  検定



を行う際に、その分散共分散行列を用いる。

分析では（1）～（5）式を各事業所のサンプリングウェイトを使って推計しているが、頑健性の確認のために、（5）式について、対照群となるサンプルを最低賃金変化率が0.2%未満の県に限ったものを推計している（限定サンプル）<sup>xiii</sup>。この限定サンプルはその年の県の最低賃金の変化が1円か0円となっている県であり<sup>xiv</sup>、事業所が直面する最低賃金の増加額が対照群に比べて処置群がかなり大きくなるように割り当てられている。しかしサンプル数が少なく、対照群のサンプルが農村地域に偏っているという問題もある。同時にサンプリングウェイトを使用しない場合の（5）式の推計結果も併せて報告する<sup>xv</sup>。

## 3.2. 分析結果

### 3.2.1. 雇用への影響

最低賃金が雇用に及ぼす影響を分析する際に、最低賃金の1%引き上げが雇用に何%の変化をもたらすのかをみる指標として、弾力性が用いられる。Dube et. al. (2007) に従い、弾力性を次のように定義する。

表3：最低賃金の雇用に対する処置効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5a)	(5b)
	Full sample weighted					Limited sample	Full-sample unweighted
雇用（臨時労働者含む）	0.0312 (0.0632)	0.0320 (0.0600)	0.0737 (0.0648)	0.0946 (0.0657)	0.0926 (0.0654)	0.0841 (0.142)	0.0176 (0.109)
N	1,702	1,702	1,702	1,702	1,702	608	1,702
Adj R2	0.077	0.086	0.106	0.112	0.116	0.125	0.067
$\eta$	0.0596	0.0611	0.141	0.181	0.177	0.444	0.0305
Standard error	(0.121)	(0.114)	(0.124)	(0.125)	(0.125)	(0.748)	(0.190)
Lower bound	-0.143	-0.131	-0.0668	-0.0301	-0.0326	-0.812	-0.288
Upper bound	0.262	0.253	0.348	0.391	0.386	1.700	0.349
雇用（臨時労働者含まず）	0.0234 (0.103)	0.0292 (0.0972)	0.0613 (0.103)	0.0838 (0.105)	0.0820 (0.105)	0.109 (0.169)	0.0362 (0.150)
N	1,702	1,702	1,702	1,702	1,702	608	1,702
Adj R2	0.082	0.093	0.118	0.124	0.127	0.190	0.066
<i>Controls</i>							
Region × Year Dummies		YES					
State × Year Dummies			YES	YES	YES	YES	YES
Ratioshort				YES	YES	YES	YES
Sum of Bonus					YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \* で表示されている。上段の下部にある $\eta$ は最低賃金の弾力性であり、Lower boundは信頼区間90%の下側、Upper boundはその上側を報告している。

$$\eta = \frac{\Delta \ln(\text{employment}_{\in \text{Treatment}})}{\Delta \ln(\text{minwage}_{\in \text{Treatment}})}$$

最低賃金にバインドしている事業所の雇用量の変化率の平均値を分子に、また同事業所が直面している最低賃金の変化率の平均値を分母にとっている。弾力性は、推計した係数 $\hat{\beta}$ に最低賃金にバインドしている労働者割合を乗じて、それを処置群の各事業所が直面している最低賃金変化率の平均値で除すことで算出できる<sup>xvi</sup>。

表3の上段は、臨時労働者を含めた雇用者数の変化（対数値）についての分析結果（ $\beta$ の推計値）を示している。(1)式をみると、0.0312という係数が得られている。地域の異質性や経済ショックを考慮した(2)式と(3)式では係数が0.0320、0.0737、とより大きくなっている。また(4)式と(5)式では、係数が0.0946と0.0926とさらに大きくなっている。しかし各モデルともに推計した係数の標準誤差が大きいために、(1)～(5)式のいずれの推計結果においても、「 $\beta$ の推計値が0である」という帰無仮説を棄却することができなかった。また対照群を限定サンプル(5a)に限っても帰無仮説が棄却されず、有意な値は得られなかった。さらに事業所のサンプリングウェイトを使用しない分析(5b)でも、有意な値は得られなかった。

表4：最低賃金の各雇用（女性、非正規、短時間）に対する処置効果

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
雇用（女性）	-0.0399 (0.127)	-0.0410 (0.126)	-0.0212 (0.124)	-0.0537 (0.233)	-0.0716 (0.155)
N	1,694	1,694	1,694	606	1,694
Adj R2	0.078	0.101	0.106	0.099	0.059
雇用（非正規労働者）	0.0179 (0.131)	0.0290 (0.130)	0.0626 (0.138)	0.0879 (0.192)	0.0338 (0.168)
N	1,658	1,658	1,658	595	1,658
Adj R2	0.075	0.096	0.106	0.213	0.056
雇用（短時間労働者）	0.144 (0.147)	0.150 (0.163)	0.169 (0.166)	0.0540 (0.231)	0.138 (0.196)
N	1,627	1,627	1,627	588	1,627
Adj R2	0.052	0.108	0.110	0.178	0.047
<b>Controls</b>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \* で表示されている。

以上の結果は、最低賃金の引き上げが雇用に對して統計的に有意な影響を与えなかったことを示している。なお表3の下段には、臨時労働者を含めない場合の雇用の分析結果を掲載しているが、上段とほぼ同様の結果となっている。

表3の上段の下部分には、最低賃金の雇用に對する弾力性  $\eta$  の点推定値、標準誤差、および90%信頼区間が報告されている。他の研究と比較するために(3)式の結果について説明する。他の研究では(3)式のように、短時間労働者比率やボーナスがコントロールされていないモデルを推計しているからである。

$\eta$  の点推定値は0.14でその90%信頼区間は-0.07から0.35となっている。サンフランシスコの2004年の最低賃金の引き上げの効果を分析したDube et al. (2007)の弾力性の点推定値は0.03でその90%信頼区間は-0.10から0.17であった。1992年のニュージャージー州の最低賃金の引き上げの効果を分析したCard and Kruger (2000)では点推定値が0.17でその90%信頼区間は-0.04から0.38であった。ここでの分析結果は、Card and Krugerの結果に近い値となっている<sup>xvii</sup>。

さらに最低賃金が事業所の雇用形態別雇用者数にどのような影響を与えたのかについて、表4で示されている。すべての推計結果において、「 $\beta$ の推計値がゼロ」という帰無仮説は棄却できなかった。すなわち最低賃金の引き上げは、女性、非正規労働者、短時間労働者のそれぞれの雇用量に有意な影響を与えなかったのである。

表5：最低賃金の時間あたり賃金と最下位賃金に對する処置効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted					Limited sample	Full-sample unweighted
時間あたり賃金	0.116*	0.132**	0.125**	0.122**	0.122**	0.106*	0.195***
	(0.0583)	(0.0547)	(0.0552)	(0.0543)	(0.0544)	(0.0601)	(0.0466)
N	1,702	1,702	1,702	1,702	1,702	608	1,702
Adj R2	0.051	0.077	0.123	0.124	0.123	0.211	0.071
事業所の最下位賃金	0.630***	0.635***	0.622***	0.627***	0.628***	0.199	0.763***
	(0.172)	(0.173)	(0.185)	(0.182)	(0.182)	(0.128)	(0.152)
N	1,702	1,702	1,702	1,702	1,702	608	1,702
Adj R2	0.115	0.121	0.152	0.153	0.152	0.481	0.135
<i>Controls</i>							
Region × Year Dummies		YES					
State × Year Dummies			YES	YES	YES	YES	YES
Ratioshort				YES	YES	YES	YES
Sum of Bonus					YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \*で表示されている。

表 6 : 最低賃金の雇用形態別の賃金に対する処置効果

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
時間あたり賃金 (フルタイム労働者)	0.0300 (0.178)	0.0491 (0.182)	0.0512 (0.182)	-0.0530 (0.167)	0.168** (0.0828)
N	1,569	1,569	1,569	556	1,569
Adj R2	0.041	0.052	0.053	0.209	-0.002
時間あたり賃金 (短時間労働者)	0.139*** (0.0386)	0.131*** (0.0415)	0.137*** (0.0404)	0.167** (0.0659)	0.167*** (0.0430)
N	1,626	1,626	1,626	588	1,626
Adj R2	0.036	0.122	0.124	0.178	0.069
<i>Controls</i>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \*で表示されている。

表 7 : 最低賃金の賃金総額に対する処置効果

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
全体	0.164* (0.0908)	0.199** (0.0921)	0.214** (0.0932)	0.190 (0.163)	0.213 (0.141)
N	1,702	1,702	1,702	608	1,702
Adj R2	0.079	0.102	0.110	0.132	0.071
フルタイム労働者	-0.176 (0.285)	-0.145 (0.281)	-0.148 (0.282)	-0.148 (0.335)	-0.0702 (0.292)
N	1,569	1,569	1,569	556	1,569
Adj R2	0.061	0.106	0.107	0.150	0.049
短時間労働者	0.283* (0.160)	0.281 (0.172)	0.305* (0.176)	0.221 (0.255)	0.305 (0.218)
N	1,626	1,626	1,626	588	1,626
Adj R2	0.053	0.117	0.121	0.201	0.053
<i>Controls</i>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \*で表示されている。

### 3.2.2. 賃金への影響

次に最低賃金の引き上げが事業所の賃金に与える影響をみていく。表5の上段は、平均時間あたり賃金に与える影響を示している。(2) から (5) と (5b) の推計結果は、5%水準で有意な正の値となっている。事業所内の労働者の中でもっとも低い賃金（最下位賃金）に対する影響は表5の下段に示している。(1) から (5) と (5b) のすべての推計結果において、1%水準で有意な正の値となっている。以上の結果は、最低賃金の引き上げが事業所の平均賃金や最下位賃金を上昇させたことを示唆している。なお対照群に限定サンプルを用いた(5a)をみると、時間あたり賃金は10%水準では有意であるが、最下位賃金は有意となっていない。限定サンプルの賃金変化率の分布が、全サンプルのそれと異なっていることが影響していると考えられる。

短時間労働者はフルタイム労働者より低賃金で働く労働者が多いために、最低賃金の引き上げが賃金に与える影響は、フルタイム労働者と短時間労働者で異なると予想される。表6はフルタイムと短時間労働者の時間あたり賃金に与える影響を示している。短時間労働者の賃金に対する最低賃金の処置効果は、(2) (3) (5) と (5b) の推計結果ではそれぞれが1%で有意、(5a)では5%で有意となっている。すなわち最低賃金の引き上げは短時間労働者の時間あたり賃金を引き上げた可能性が高い。一方、フルタイム労働者の賃金に対する処置効果は、推計式によって係数の符号や有意性が異なっていることから、その影響について確定的なことはいえない。

最低賃金の引き上げが短時間労働者の賃金を上昇させるが、その雇用を減らさないとすれば、事業所の賃金コスト総額は大きくなる。表7は最低賃金が事業所の賃金総額に与える影響を示している。ここで賃金総額とは事業所の各労働者の所定内給与額（時給）の総計を意味する<sup>xviii</sup>。事業所の雇用者全体の賃金総額に対して、(2) は10%水準で、(3) (5) は5%水準で有意な係数が識別されている。ただし限定サンプル(5a)やウェイトを使用していない推計値(5b)が有意になっていないため、賃金総額への影響は決して頑健な結果であるとは言えないが、(2) (3) (5)の結果は、最低賃金の引き上げが雇用者全体の賃金総額に正の影響を与えた可能性があることを示唆している。

他方、表7の中段をみるとフルタイム労働者の賃金総額には有意な影響を与えていないことがわかる。しかし表7の下段にある短時間労働者の賃金総額への処置効果をみると、有意水準が10%であるけれども有意な推計値が(2)と(5)で得られている。これらの雇用形態別の結果は頑健ではないため、明確な結論を述べることができないが、次のような仮説が浮かび上がる。すなわち、最低賃金の引き上げに対して、事業所は短時間労働者の賃金コスト上昇をフルタイム労働者の賃金コストの低下だけでは対応しきれなかったために、全体として賃金コストが上昇しているというものである。この仮説の検証は、データ範囲を広げるなどして今後さらに分析する必要がある。

### 3.2.3. 勤続年数、離職、入職への影響

最低賃金の引き上げが事業所の賃金総額（コスト）を上昇させるならば、事業者は利潤の減

表 8 A : 最低賃金の雇用形態別の勤続年数に対する処置効果

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
勤続年数 (フルタイム労働者)	0.209 (0.177)	0.224 (0.200)	0.226 (0.200)	0.102 (0.367)	0.300 (0.221)
N	1,503	1,503	1,503	536	1,503
Adj R2	0.008	0.031	0.030	0.019	-0.019
勤続年数 (短時間労働者)	0.234 (0.143)	0.243 (0.164)	0.200 (0.165)	0.102 (0.315)	0.154 (0.174)
N	1,572	1,572	1,572	568	1,572
Adj R2	0.065	0.087	0.096	0.268	0.020
<i>Controls</i>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説の*t*検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \* で表示されている。

表 8 B : 雇用形態別の勤続年数に対する処置効果 (ダミー変数使用)

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
勤続年数 (フルタイム労働者)	0.0173 (0.0406)	0.0255 (0.0402)	0.0264 (0.0402)	-0.0166 (0.134)	0.0538 (0.0435)
N	1,503	1,503	1,503	536	1,503
Adj R2	0.008	0.030	0.030	0.018	-0.019
勤続年数 (短時間労働者)	0.112*** (0.0370)	0.107*** (0.0373)	0.101*** (0.0363)	0.122 (0.117)	0.0723* (0.0385)
N	1,572	1,572	1,572	568	1,572
Adj R2	0.072	0.093	0.101	0.272	0.023
<i>Controls</i>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) 説明変数は *Treatment intensity* の代わりに、*Treatment dummy* を使っている。ここで *Treatment dummy* はデータが処置群であれば1をデータが対照群であれば0をとる変数である。すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県と時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説の*t*検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \* で表示されている。

表9：最低賃金の離職者数と入職者数に対する処置効果

	(2)	(3)	(5)	(5a)	(5b)
	Full-sample weighted			Limited sample	Full-sample unweighted
離職（対数値）	-0.468 (0.320)	-0.470 (0.309)	-0.576* (0.299)	-0.780* (0.433)	-0.408 (0.405)
N	578	578	578	202	578
Adj R2	0.165	0.201	0.216	0.402	0.094
入職（対数値）	-0.255 (0.393)	-0.372 (0.369)	-0.427 (0.359)	-0.297 (0.686)	-0.235 (0.444)
N	566	566	566	195	566
Adj R2	0.250	0.267	0.280	0.340	0.167
<i>Controls</i>					
Region × Year Dummies	YES				
State × Year Dummies		YES	YES	YES	YES
Ratioshort			YES	YES	YES
Sum of Bonus			YES	YES	YES

(注) すべての回帰モデルで、表に示しているコントロール変数に加えて県ダミーと時点ダミーをコントロールに入れている。限定サンプルは賃金上昇率が前年比2%以下であった時期の県に位置する事業所を対照群としたものである。県クラスターを考慮した頑健な標準誤差は括弧に記載されている。Nはサンプルサイズ、Adj R2は自由度調整済み決定係数を示している。推定係数がゼロであるという帰無仮説のt検定の有意性の水準は、1% \*\*\*, 5% \*\*, 10% \*で表示されている。

少を避けるために、何らかの形で事業所の効率化を図ろうとするかもしれない。例えば離職者を減らして勤続年数の長い経験がある労働者に長期間働いてもらうことで、賃金総額には表れないコスト、すなわち新規入職者のリクルートコストや訓練費用を削減することできる<sup>xix</sup>。

この点について分析するために、まず最低賃金が事業所の勤続年数に与える影響をみていく。表8Aの上段をみると、フルタイム労働者の勤続年数は、すべてのモデルで有意な推計値が得られなかった。また短時間労働者の勤続年数についても、有意な係数が得られていないが、その係数を標準誤差で割ってt値を求めると(2)(3)(5)のそれぞれで1.63、1.48、1.21と決して低い数値とは言えない。そこで処置効果を識別するための説明変数、*Treatment intensity*の代わりに、処置のダミー変数（処置群であれば1、対照群であれば0となる変数）を説明変数として、最低賃金の勤続年数に対する処置効果を推計している。その結果が表8Bに示されている。上段のフルタイム労働者の勤続年数の推計結果をみると、すべてのモデルで統計的に有意な係数が得られなかった。しかし短時間労働者の勤続年数の係数は、(2)(3)(5)では1%水準で、(5b)では、10%水準で有意な正の値を示している。ただし(5a)は有意な係数は得られていない。この結果は、最低賃金の引き上げが短時間労働者の勤続年数を伸ばす可能性があることを示している。

次に離職と入職への影響をみていく。ここではこれまでの分析で定式化されている従属変数のように、対数の差分を用いるのではなく、最低賃金変化後の各事業所の離職者数（入職者数）の対数値を従属変数としている。すなわち処置群の処置の強さを考慮したうえで、処置群の事業所と対照群の事業所で、離職者数（入職者数）に差があるかどうかを分析する。

離職への影響を示した表9の上段をみると(5)および(5a)では10%水準で有意な負の推計値が得られている。(2)(3)(5b)では有意な推計値が得られていないために、頑健な結果とはいえないが、最低賃金の引き上げが離職者数を減らす可能性があることが示唆される。一方、表9下段の入職(新規雇用)への影響をみると、有意な推計値が得られていない。以上の結果が示唆することは、最低賃金の引き上げは離職の減少と短時間労働者の勤続年数の増加をもたらす可能性があり、それらが新規採用者の採用費用や訓練費用の節約に貢献したと考えられる。

#### 4. まとめと結論

本論文では、2008年から2011年の『賃金構造基本統計調査』の飲食店産業の個票データから、事業所コード、市町村コード、地域コードを用いて、同一事業所の追跡データを構築した。その追跡データを用いて、事業所内の最低賃金に抵触する労働者の割合を説明変数として、また最低賃金の引き上げ前後の雇用者数、賃金、賃金総額、勤続年数の対数差分などを被説明変数として、最低賃金の引き上げが事業所に対してどのような影響を与えるのかを分析した。その際、地域や県の異質性および経済ショックをコントロールすることや、処置の割り当てがよりランダムになることなどに注意を払うために、7つのモデルを推計した。

分析の結果、2008年から2010年の各年の最低賃金引き上げは、事業所の雇用者数に対しては有意な影響を与えなかったことがわかった。この結果は米国の飲食店産業を対象としたDube et al. (2007)やCard and Kruger (2000)の分析結果と整合的である。

また最低賃金の引き上げは、事業所の平均賃金と最下位賃金に対して、統計的に強く有意な正の影響を与えることが分かった。フルタイム労働者の平均賃金に対する影響は、頑健な結果が得られなかったが、短時間労働者の平均賃金に対しては、統計的に強く有意な正の影響を与えたことが分かった。

さらに頑健な結果とは言えないが、最低賃金の引き上げが短時間労働者の賃金総額と全体の賃金総額を押し上げ、短時間労働者の平均勤続年数を伸ばすとともに、事業所の離職者数を減少させたことも示された。

以上の実証分析の結果は、労働市場の競争均衡モデルでは説明できない。むしろManning (2016)の簡単な労働市場の不完全競争モデルが説明するように、最低賃金の引き上げによって、転職するインセンティブが下がり、離職が減ることで、採用や訓練などの費用を節約するという影響があったのかもしれない。また効率賃金モデルが想定するように、最低賃金の引き上げによって影響を受ける短時間労働者の働く意欲を引き出し、事業所の経営効率を高める可能性もありうる。

本論文は、最低賃金の引き上げに対して事業所がどう反応するのかという問題について日本での新たな統計的事実を明らかにすることができた。しかしいくつかの点で分析の課題が残されている。



第1に、分析では県の異質性や経済ショックの異質性をコントロールする（回帰式に条件付ける）ことで、処置群と対照群へのサンプルのふるい分けがランダムに近い状態になると仮定して、最低賃金引き上げの平均処置効果を求めた。しかし標本数に限りがあるため、市区町村レベルでの異質性をコントロールできなかった。より正確な最低賃金の政策効果を分析するうえで、時系列方向にも他産業にも標本を拡大して市区町村の異質性をコントロールするか、Dube et al. (2010) (2016) のように、県境の隣接自治体のペアサンプルを作成するなどして、分析をさらに発展させる必要がある。

第2に、事業所の賃金コスト総額が最低賃金の引き上げによってなぜ上昇しているのかの検証において、労働時間や労働日数の調整も含めて分析できなかった。特にフルタイム労働者と短時間労働者の賃金総額への影響が異なっていたことから、労働者の異質性を考慮に入れて、労働時間の調整や賃金コスト総額についてより詳細に分析する必要がある。

Manning (2016) が指摘するように、事業所の労働者の賃金データ (payroll data) を使用して最低賃金の影響を分析している研究は世界的にもまだ少ない。今後分析を精緻化することで、最低賃金引き上げに対する事業所の反応をさらに明らかにしたい。

## 謝辞

本論文を作成するにあたり、大阪経済大学での2016年7月のランチタイムセミナーでの質問やコメントが有益であった。ランチタイムセミナーの参加者に感謝申し上げたい。また統計法33条に基づき『賃金構造基本統計調査』の個票データを利用する際に、厚生労働省の黒坂泉氏、五阿彌由子氏、渡邊功一氏にお世話になった。記して感謝申し上げたい。この研究は、学術振興会の科研費 (JP26380343) の助成を受けている。

## 注

- <sup>i</sup> Yamaguchi (2013) は、最低賃金が雇用や経済厚生を向上させるようなモデルを整理するとともに、マクロ経済が需要不足であるとき、最低賃金の引き上げが雇用を増やすことを動学的なマクロモデルを使って説明している。
- <sup>ii</sup> 鶴 (2013) は、最低賃金の政策効果を考える上で日本の最低賃金の研究の蓄積が、まだ少なすぎることを指摘している。
- <sup>iii</sup> 奥平・滝澤・大竹・鶴 (2013) は、製造業の事業所を対象とする 1981 年から 2009 年までの『工業統計』を用いて、事業所の労働の限界生産物価値を推計し、その価値と最低賃金のかい離幅 (Gap) が、最低賃金引き上げによって、どう変化するのかを分析している。具体的には平均賃金が最低賃金より低い事業所の必要賃上げ率 (事業所の平均賃金と最低賃金のかい離幅を平均賃金を割ったもの) を説明変数として、Gap や雇用への影響をみている。分析の結果、最低賃金引き上げは雇用への有意な負の効果はなく、負の Gap を拡大させていることが示されている。ただしこれは賃金の下限を用いた分析結果であり、最低賃金の上限を用いた分析では最低賃金の雇用と Gap への有意な負の影響が識別されている。ただし『工業統計』のデータは事業所の労働時間と平均賃金が調査されていないため、この研究の分析では事業所の賃金が外挿されている。したがって分析結果をみる際に測定誤差が大きいことに注意しなければならないが、最低賃金の上昇が、事業所の雇用を減らさずに、利潤を減らすという、興味深い分析結果が示されている。
- <sup>iv</sup> 事業所を営む経営者 (使用者) は、最低賃金額以上の賃金を支払わなければならないことが最低賃金法で定められている。
- <sup>v</sup> 川口・神林 (2010) や、村田・伊藤 (2015) のように、『事業所・企業統計調査』の個票レコードにある、名簿替えに伴う事業所コードの接続情報を利用して、BSWS の同一事業所について、2 年から 4 年を超えて追跡を行っている研究も存在する。
- <sup>vi</sup> 臨時労働者は、勤続年数について解答する必要がないことが、回答者向けの BSWS の記入要領で説明されている。
- <sup>vii</sup> 地域の異質な経済変化などをコントロールするうえで、Allegretto, Dube, and Reich (2011) では、広域地域ダミーと時点ダミーの交差項をコントロールに用いている。
- <sup>viii</sup> 例えば地域の時点固定効果をコントロールする際、北海道、東北、関東、甲信越、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州、沖縄の 11 地域からなる 10 個のダミー変数と、3 時点の時点ダミー変数 2 個の交差項を説明変数に用いた。
- <sup>ix</sup> 処置のランダムな割り当てについて Angrist and Pischke (2009) 3 章の解説が分かりやすい。
- <sup>x</sup> ボーナス支払い総額は、事業所の各労働者の賞与期末手当等特別給与額を事業所で集計したものをを用いている。
- <sup>xi</sup> ボーナスと利潤や収益との関係性について、脇田 (2014 p238) がデータ (図 4-11) を示している。
- <sup>xii</sup> この推計は STATA13 において、cluster オプションコマンドを用いている。
- <sup>xiii</sup> 加重平均された最低賃金の賃金変化率は 2008 年から 2010 年にかけて 2.3%、1.4%、2.4%となっている。
- <sup>xiv</sup> 限定サンプルの対照群は 2010 年の 22 県 (群馬、新潟、石川、福井、山梨、長野、岐阜、愛知、三重、奈良、和歌山、鳥取、島根、岡山、山口、徳島、香川、愛媛、高知、佐賀、長崎、大分) に位置する事業所である。
- <sup>xv</sup> Solon, Haider, and Wooldridge (2015) は因果効果に焦点あてて分析する際に、サンプリングウェイトを用いた分析と用いていない分析の両方の結果を示すことを薦めている。

- <sup>xvi</sup> 最低賃金にバインドしている労働者割合（全サンプル、限定サンプル、ウェイトなしサンプル）は、それぞれ（0.0377、0.1042、0.0329）であり、処置群の最低賃金変化率の平均値はそれぞれ（0.0197、0.0197、0.0190）であった。
- <sup>xvii</sup> Dube et al. (2007) の比較表 (Table. 8) を参照した。
- <sup>xviii</sup> 時間あたりではなく、月あたりの所定内給与額を用いた場合も、同様の結果が得られる。
- <sup>xix</sup> Manning (2016) は新規入職者の訓練費用とモニタリング費用の節約を考慮したモデルを用いて最低賃金の引き上げによる労働コストへの影響を考察している。

## 参考文献

- 奥平寛子・滝澤美帆・大竹文雄・鶴光太郎 (2013) 「最低賃金が企業の資源配分の効率性に与える影響」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』日本評論社、第3章、pp65-90。
- 川口大司・森悠子 (2009) 「最低賃金労働者の属性と最低賃金引き上げの雇用への影響」『日本労働研究雑誌』、No.593、pp41-54。
- 川口大司・神林龍 (2010) 「政府統計の接合データの作成と利用：工業統計調査と賃金構造基本調査の例」北村行伸 編『応用ミクロ計量経済学』日本評論社、第5章、pp131-160。
- 川口大司・森悠子 (2013) 「最低賃金と若年雇用」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』日本評論社、第2章、pp39-64。
- 鶴光太郎 (2013) 「最低賃金の労働市場・経済への影響」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』日本評論社、第1章、pp1-38。
- 村田磨理子・伊藤伸介 (2015) 「賃金構造基本統計調査に対するデータリンケージの可能性について」Discussion Paper Series, A; No.631, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.  
(<http://www.ier.hit-u.ac.jp/Common/publication/DP/DPS-A631-2.pdf>)
- 労働調査会『最低賃金決定要覧』各年版、労働調査会出版局。
- 脇田成 (2014) 『賃上げはなぜ必要か：日本経済の誤謬』筑摩書房。
- Allegretto, Sylvia, Arindrajit Dube and Michael Reich. (2011) "Do minimum wages really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data." *Industrial Relations* 50, 5: 205-240.
- Allegretto, Sylvia, Arindrajit Dube, Michael Reich and Ben Zipperer. (2015) "Credible research designs for minimum wage studies: A response to Neumark, Salas and Wascher." IRL Working Paper No. 148-13, UC Berkeley.
- Angrist, D. Joshua, and Jörn-Steffen, Pischke. (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Card, David, and Alan B. Krueger. (1994) "Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania." *The American Economic Review* 84, 4: 772-793.
- Card, David, and Alan B. Krueger. (2000) "Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply." *The American Economic Review* 90, 5: 1397-1420.
- Dube, Arindrajit, Suresh Naidu, and Michael Reich. (2007) "The economic effects of a citywide minimum wage." *Industrial & Labor Relations Review* 60, 4: 522-543.
- Dube, Arindrajit, T. William Lester, and Michael Reich. (2010) "Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties." *The Review of Economics and Statistics* 92, 4: 945-964.

- Dube, Arindrajit, T. William Lester, and Michael Reich. (2016) "Minimum Wage Shocks, Employment Flows and Labor Market Frictions." *Journal of Labor Economics* 34, 3:663-704.
- Giuliano, Laura. (2013) "Minimum wage effects on employment, substitution, and the teenage labor supply: Evidence from personnel data." *Journal of Labor Economics* 31, 1: 155-194.
- Higuchi, Yoshio. (2013) "The dynamics of poverty and the promotion of transition from non - regular to regular Employment in Japan: Economic effects of minimum wage revision and job training support." *Japanese Economic Review* 64, 2: 147-200.
- Hirsch, Barry, Bruce E. Kaufman, and Tetyana Zelenska. (2015) "Minimum wage channels of adjustment." *Industrial Relations* 54, 4: 668-694.
- Kambayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi, and Ken Yamada. (2013) "Minimum wage in a deflationary economy: The Japanese experience, 1994-2003." *Labour Economics* 24: 264-276.
- Manning, Allan. (2016) "The elusive employment effect of the minimum wage," CEP Discussion Paper, No 1428.
- Neumark, David, and William Wascher. (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, David, and William Wascher. (2008) *Minimum wages*. MIT Press.
- Neumark, David, JM Ian Salas, and William Wascher. (2014) "Revisiting the minimum wage—Employment debate: Throwing out the baby with the bathwater?." *Industrial & Labor Relations Review* 67, 3: 608-648.
- Schmitt, John. (2015) "Explaining the small employment effects of the minimum wage in the United States." *Industrial Relations* 54, 4: 547-581.
- Solon, Gary, Steven J. Haider, and Jeffrey M. Wooldridge. (2015) "What are we weighting for?." *Journal of Human resources* 50, 2: 301-316.
- Yamaguchi, Masao. (2013) "Can a minimum wage hike decrease an unemployment rate?." Osaka University of Economics Working paper Series No. 2013-4.