

2022年度 統計データ分析コンペティション
審査員奨励賞 [大学生・一般の部]

最低賃金の要因分析

山田 渉生、石川 真冬（早稲田大学政治経済学部）
金山 隼人（早稲田大学大学院経済学研究科）

最低賃金の要因分析

山田 渉生¹ 石川 真冬² 金山 隼人³

¹ 早稲田大学 政治経済学部 経済学科

² 早稲田大学 政治経済学部 国際政治経済学科

³ 早稲田大学大学院 経済学研究科 経済学コース

1 研究のテーマと目的

本稿では、2013年度から2019年の最低賃金の引き上げ額を対象にその要因について分析を行う。日本の最低賃金は、2007年に最低賃金法が改正されて以降、上昇を続けている。2012年の地域別最低賃金額の加重平均額は749円に対して、2019年は901円であり、およそ1.2倍上昇している。内閣府^[5]によれば、「景気や物価動向を踏まえ、地域間格差にも配慮しながら、できる限り早期に最低賃金の全国加重平均が1000円以上となることを目指し、引上げに取り組む。」とされている。^{*1}2007年の最低賃金法改正では、生活保護額が最低賃金月収を上回る都道府県については、その乖離をなくすために2008年から2012年にかけて賃金を引き上げるとされている。しかし、2013年以降の引き上げについてはその理由は定かではない。

最低賃金の重要な意義は賃金の下限を設けることによって労働者の生活水準を保障することにある。しかし、その決定にあたってどの要因がどれほど寄与しているかについては明確でない。そのため、本稿では経済的要因、法的要因、労働組合の3つを主な要因として分析を行う。特に経済的要因については、地域経済的な要因と国全体の経済的要因を分解することにより、それぞれの寄与度を明らかにする。

玉田(2009)^[8]は2001年から2009年までの最低賃金の決定要因を分析しており、結果として有効求人倍率、賃金上昇率、製造業の粗付加価値増加倍率等によって最低賃金の目安額が定まることを示している。これは、地域のマクロ経済的要因によって最低賃金が決定されやすいことを意味する。また、Baskaya and Rubinstein(2011)^[1]は、地域のマクロ経済状況が良い時に最低賃金が増加しやすいこと^{*2}を示している。加えて、最低賃金と雇用に関する他の研究では政策の内生性が考慮されていないため最低賃金引き上げが雇用にもたらす効果推定に失敗していると主張している。

内閣府^[5]によると、地域の経済動向だけでなく、国全体の経済成長を促すために最低賃金引き上げを行うとされている。そのため近年では、玉田(2009)^[8]では考慮されていない国全体のマクロ経済的要因によって定まる可能性がある。よって本稿では、国全体と地域それぞれのマクロ経済的要因を区別することにより、地域のマクロ経済的要因と最低賃金引き上げ額との関連の度合いを調べる。

本稿の貢献は、2013年以降の最低賃金引き上げ額を分析対象として都道府県と国全体の異なるレベルのマ

^{*1} 2021年の地域別最低賃金の加重平均額は930円である。

^{*2} これを政策の内生性と呼ぶ

クロ変数を区別して分析を行ったことにある。その結果、両者は最低賃金の引き上げと強く関わっていること、最低賃金法の条文を代表する要因とは関連が不明確であることが示された。これにより、最低賃金の引き上げには政策の内生性が存在すること、また最低賃金法の影響を強く受けているとは言えないことが示される。

2 研究の方法と手順

統計分析では、線形モデルとして POLS(Pooled OLS)、固定効果法、変量効果法、相関変量効果法を用いる。これらの手法に加えてランダムフォレストと SHAP を用いる事により、各要因が被説明変数を説明する寄与度を分析する。分析の内容と結果は項別に行っている。

2.1 線形モデル

被説明変数を前年からの最低賃金の増加額とし、POLS、固定効果法、変量効果法のそれぞれで推定する。さらに、地域のマクロ経済状況と国別のマクロ経済状況の効果を区別するため、相関変量効果法を用いる。用いる変数は次節で説明する。

固定効果法を用いた分析では、時不変の効果や同一時点で都道府県に共通に影響する効果を分析することが出来ない。したがって、このような場合は変量効果法で推定することが多い。しかし、変量効果法では、時変変数が地域固定効果や時間固定効果と無相関であることを仮定するため、それらの固定効果が時変変数と相関する場合、時変変数の係数推定にはバイアスが含まれる。そこで本稿では、Wooldridge (2013)^[9]に記載されている相関変量効果モデルを用いることで、時間固定効果の一要因である名目 GDP 成長率の影響を計測しつつ、時間かつ都道府県によって変化する説明変数の係数を推定する際のバイアスを考慮する。

相関変量効果法は、未測定効果モデル (1) に対して、以下 (2)、(3) を仮定する。

$$y_{it} = X_{it}\beta + \gamma Z_t + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\mu_t = \alpha_0 + \bar{X}_i \alpha_1 + r_t \quad (2)$$

$$E(\bar{X}_i r_t) = 0 \quad (3)$$

$$y_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta_{FE} + \gamma Z_t + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(1) の y_{it} は最低賃金の引き上げ額、 X は時間と都道府県によって変化する説明変数、 Z は時変ではあるが、都道府県によらず同一の変数である。 c_i, μ_t は未測定である都道府県、時間効果である。(2) は、時間効果は時間ごとの都道府県平均で説明できることを意味する。また、(3) で時間を通じて全都道府県に与える平均が時間が持つランダムな値と無相関であると仮定することにより、(1) を書き換えた (4) を変量効果法で推定することで、都道府県・時間によって変わる X に関して固定効果推定値と同様の推定値を得つつ、都道府県に共通の要因である名目 GDP 成長率の影響を分析することが可能になる。用いる全てのモデルについて、95% 信頼区間で区間推定を行い、危険率 5% のもとで回帰係数の統計的仮説検定を行う。時間と都道府県の固定効果を考慮する固定効果法と相関変量効果法をもとに結果の解釈を行う。

2.2 SHAP

最低賃金の要因の分析にあたり、本論文ではランダムフォレストと SHAP によるシャープレイ値に基づいて、各説明変数が予測にどのような影響を与えるかを推定する。

ランダムフォレスト (Breiman 2001) [2]はアンサンブル学習の一種である。訓練データから重複を許す復元抽出を行い、いくつかの変数をランダムに選択することで、決定木を作成するというプロセスを繰り返す。これにより、決定木から出力される値の平均を取ることが可能となる。このように、訓練データから重複を許す復元抽出するブートストラップを用いる手法をバギングと呼ぶ。この手法には推定量の分散を小さくする性質があるため、今回のようにサンプルサイズが小さい場合には特に有効である。木の数が無限に近づくとき、ランダムフォレストによる予測結果は漸近的に決定木による予測値の期待値と一致する性質があることを Scornet (2016)[6]は示している。

SHAP (Lundberg and Lee 2017) [4]は、協力ゲーム理論におけるシャープレイ値(Shapley 1953)[7]に依拠した分析である。ある説明変数による予測への寄与を説明変数の順列全てについて考え、その平均を取ったものを近似的に求める、すなわち、予測に対する限界寄与度の期待値を近似的に求めることによって、ランダムフォレストの結果に解釈を与えている。シャープレイ値はいくつかの好ましい性質を持つ。 $T \subset S$ なる説明変数の集合について、 $v(x)$ を説明変数 X の効果から平均効果を引いたものとしたとき、 $v(S) \geq v(T) + \sum_{i \in S-T} v(i)$ なる状況、すなわちある説明変数の集合に他のいくつかの説明変数を入れたときに、すなわち予測に対する負の相乗効果がない状況において、シャープレイ値は対称性、ナルゼロ性、加法性を満たす唯一の解である。

それぞれの性質の説明は以下の通りである。

- 効率性：シャープレイ値の合計は全説明変数による予測と平均との差になる
- 対称性：同じだけ予測に貢献する説明変数に与えられるシャープレイ値は等しい
- ナルゼロ性：予測に全く貢献しない説明変数に与えられるシャープレイ値は0である
- 加法性：同じ説明変数の集合に対して、例えば個別の決定木のシャープレイ値の平均をとると、個別の木の平均をとっているランダムフォレストのシャープレイ値と一致する

これらの性質から、シャープレイ値は直感的でありかつランダムフォレストとの相性が良いことがわかる。また、シャープレイ値はある説明変数 a を含む全ての説明変数の組について、ある説明変数 a の予測への貢献が増加したとき非減少である。(Young 1985[10]) 加えて、二つの決定木 v, w において、ある説明変数の集合 T について、 T と異なる任意の説明変数の集合 S によって、同じ予測精度が達成され、かつその集合 T に属する任意の説明変数 i, j のシャープレイ値 ϕ について、 $\phi_i(v) > \phi_j(v)$ ならば、集合 S のシャープレイ値についても $\phi_i(w) > \phi_j(w)$ である (Chun 1989[3])。すなわち、二つの決定木で、 T 以外の説明変数の集合の予測精度が同じならば、 T に含まれる変数のシャープレイ値の大小は一致するということである。これらには解釈しやすく、自然な結果である。SHAP はこれらの性質を満たしている。Missingness (Lundberg and Lee 2017)[4]に関して、ナルゼロ性と同様ではある。しかし、欠損している説明変数のシャープレイ値は0となることに注意が必要である。

本稿の分析では、線形モデル分析で用いた説明変数以外に最低賃金と関連があると考えられる複数の説明変数を加え、分析を行う。使用する変数については次節で説明する。

3 データセットの加工

使用する変数の記述統計表を表 1 に記載する。最低賃金の引き上げ額以外の変数は、一期分のラグがある。

最低賃金を決定する要因は玉田 (2009) [8]で用いられる変数と同様であると仮定する。最低賃金額は、労働者代表と使用者代表、公益代表が参加する審議会において決定されると玉田 (2009)[8]は示す。最低賃金法第 9 条は、労働者の生計費・賃金と事業の支払い能力、生活保護の 3 つの観点から、最低賃金を定めると規定している。また 2007 年の最低賃金法改正により、生活保護との整合性が図られるようになった。さらに、労

働組合の影響が強い場合、労働組合員の賃金を向上させるために、最低賃金が上昇しやすい可能性がある。したがって、家計消費支出（二人以上家計）の増加率、平均賃金の上昇率、製造業の粗付加価値増加率、被保護者一人あたり生活保護額、労働組合参加率の上昇率を変数として用いる。また、地域のマクロ経済状況の影響を確認するために、有効求人倍率を変数に加える。内閣府は名目 GDP を考慮しつつ最低賃金を引き上げると述べている。前年の名目 GDP が高い場合は最低賃金を引き上げるが、低い場合は最低賃金を引き上げない可能性が高い。したがって、名目 GDP 成長率を説明変数として用いる。

SHAP を用いた分析では、上記の変数以外に着工物件数、高校卒業者のうちの非進学者比率、労働人口に対する女性比率、結婚件数に対する待機児童比率を説明変数として追加する。これらの変数を増やすことにより、決定要因と考えられるものについての関連を新たに分析することができる。高校卒業者のうちの非進学者比率は、高校卒業者のうち高卒労働者ならびに非労働力人口の比率を表す変数である。最低賃金を引き上げた場合に高卒労働者の雇用が悪化することが既知であれば、最低賃金引き上げ額決定の際に考慮される可能性がある。したがって、最低賃金引き上げ額と高卒労働者のうちの非進学者比率は負の相関関係を持つと予想される。最低賃金引き上げは、賃金下限の上昇を通じて低賃金労働者の労働供給が増加すると考えられる。低賃金労働者の労働供給を重視して最低賃金が定まる場合、労働供給を増やしたいと望む都道府県では最低賃金が上昇する可能性がある。低賃金労働者の代表は非正規雇用の女性労働者である。したがって、労働人口に対する女性比率を説明変数に用いる。最低賃金引き上げに応じて、子どもを持つ女性の労働供給が増加すると考えられる。既婚女性労働供給を増やしたいと望む都道府県では最低賃金が上昇する可能性がある。したがって、婚姻数に対する待機児童比率を用いる。なお、婚姻数と待機児童の間には、3 期分のラグを取る。婚姻してから子どもを授かるまでにラグがあることや、こどもを保育所に入所したいと考え出すまでにラグが生じると考えられるためである。着工物件数は都道府県の過疎化の度合いと関わりと考慮される。他の説明変数の予測の寄与度合いから都道府県の過疎化の度合いの影響を弱めるため、説明変数として用いる。

表 1: 使用したデータ

| 変数 | 出所 |
|---------------------|---|
| 最低賃金 引き上げ額 (円) | 地域別最低賃金額改定の目安について (答申) より、前年最低賃金額との差分を計算 |
| 線形モデルで用いた変数 | |
| 消費支出増加率 (%) | 総務省 家計調査 2020 年改定の二人以上世帯の消費支出から前年増加率を計算 |
| 賃金上昇率 (%) | 厚生労働省 賃金構造基本統計調査 令和元年以前 都道府県別 学歴計から前年増加率を計算 |
| 製造業 粗付加価値増加率 (%) | 経済産業省 工業統計調査から前年増加率を計算 |
| 被保護者一人あたり生活保護額 (千円) | 総務省 社会人口統計体系 都道府県データ 社会生活統計指標 |
| 労働組合参加の増加率 (%) | 総務省 社会人口統計体系 都道府県データ 基礎データ 労働組合員数と賃金構造統計調査の労働者数の比率を計算。その後、前年増加率を計算 |
| 名目 GDP 成長率 (%) | |
| 有効求人倍率 (%) | SSDSE-県別推移 有効求人数と有効求職者数をもとに作成 |
| SHAP で用いた変数 | |
| 着工建築物数 (件) | SSDSE-県別推移 |
| 高校卒業者のうちの非進学者比率 (%) | SSDSE-県別推移 高卒者から高卒後進学者数を除いたものを高卒者数で割って計算 |
| 労働人口に対する女性比率 (%) | SSDSE-県別推移の 15-64 歳人口に対する 15-64 歳人口 (女) の比率を計算 |
| 結婚件数に対する待機児童比率 (%) | SSDSE-県別推移 婚姻件数 (3 年前) と待機児童の比率を計算 |

表 2: 記述統計

| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大 | 観測数 |
|---------------------|----------|----------|---------|----------|-----|
| 最低賃金 引き上げ額 (円) | 17.74 | 6.34 | 5.00 | 27.00 | 329 |
| 消費支出増加率 (%) | 0.46 | 5.79 | -13.19 | 31.85 | 329 |
| 賃金上昇率 (%) | 0.74 | 2.21 | -6.54 | 7.06 | 329 |
| 製造業 粗付加価値増加率 (%) | 0.99 | 8.64 | -36.47 | 53.36 | 329 |
| 被保護者一人あたり生活保護額 (千円) | 1802.96 | 122.81 | 1446.70 | 2165.70 | 329 |
| 労働組合参加の増加率 (%) | -0.99 | 2.11 | -7.74 | 11.71 | 329 |
| 名目 GDP 成長率 (%) | 1.62 | 0.98 | 0.61 | 3.70 | 329 |
| 有効求人倍率 (%) | 1.10 | 0.35 | 0.36 | 2.00 | 329 |
| 着工建築物数 (件) | 13011.54 | 11398.39 | 2417.00 | 55325.00 | 329 |
| 高校卒業者のうちの非進学者比率 (%) | 0.49 | 0.07 | 0.33 | 0.62 | 329 |
| 労働人口に対する女性比率 (%) | 0.50 | 0.01 | 0.48 | 0.52 | 329 |
| 結婚件数に対する待機児童比率 (%) | 0.03 | 0.04 | 0.00 | 0.33 | 329 |

4 データ分析の結果

4.1 線形モデルの結果

結果は表 3 に記載される。POLS、都道府県固定効果法、変量効果法において、有効求人倍率が統計的に有意であるが、時間と都道府県を考慮する固定効果法では統計的に有意ではない。都道府県と時間固定効果を考慮する固定効果法において、有効求人数が有効求職者数の 1.1 倍である都道府県は他の都道府県に比べて約 0.2 円増加する傾向にあることが示される。しかし、他のモデルでは係数と標準誤差が大きく変化する。有効求人倍率は、最低賃金の引き上げと関連すると考えられるものの、関連の強さに関しては不明確である。名目 GDP 成長率の係数は、時間効果を除去した相関変量効果推定の結果では統計的に有意でない。しかし、変量効果法では統計的に有意であり、点推定値は-2.18 である。つまり、固定効果除去により関連性が変化する変数と言える。名目 GDP 成長率を考慮しつつ最低賃金引き上げが行われているかは分析結果のみからでは判断できない。他の変数は統計的に有意ではない、または係数が小さいため、最低賃金引き上げとの関係は不明確である事が示される。

結論として、法律の条文に記載されている要因が最低賃金引き上げの関連は不明確であることが示された。また、有効求人倍率と最低賃金引き上げの間には正の相関がみられることから、地域のマクロ経済的状況を代理している雇用動向が最低賃金と関連することが示された。

4.2 SHAP を用いた結果

SHAP による分析結果は、図 1 のとおりである。有効求人倍率をもっとも寄与度が大きく、次いで名目 GDP 成長率が予測に寄与する結果が示される。有効求人倍率と SHAP の値の間には正の相関があることが読み取れる。これは、有効求人倍率と最低賃金の間には正の相関があるという統計分析の結果と整合的である。名目 GDP 成長率は、予測の寄与度合いは大きいものの、その解釈は難しい。SHAP が 0 に近いところでは、最低賃金が上昇するが、0 から離れると最低賃金が減少すると予測する。したがって、名目 GDP 成長率は予

表 3: 線形モデルの結果

| 最低賃金の増加額 (被説明変数) | OLS | FE (時間・都道府県) | FE (都道府県) | FE (時間) | RE | 相関変量効果 |
|----------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| (切片) | -2.39 (5.78) | | | | 420.37 (43.92) | 18.28 (5.26) |
| 消費支出増加率 | -0.05 (0.04) | 0.02 (0.02) | -0.02 (0.03) | 0.02 (0.019) | -0.22 (0.11) | 0.02 (0.02) |
| 賃金上昇率 | -0.05 (0.06) | 0.00 (0.02) | -0.05 (0.04) | -0.01 (0.03) | -0.25 (0.29) | -0.01 (0.04) |
| 製造業_粗付加価値増加率 | -0.02 (0.03) | 0.01 (0.01) | -0.04 (0.02) | 0.00 (0.01) | 0.00 (0.08) | 0.00 (0.01) |
| 生活保護給付額 (被保護者一人あたり) | 0.00 (0.00) | 0.00 (0.00) | 0.01 (0.01) | 0.00 (0.00) | 0.11 (0.02) | 0.00 (0.00) |
| 労働組合参加の増加率 | -0.26 (0.16) | -0.05 (0.03) | -0.02 (0.05) | 0.02 (0.05) | 0.36 (0.34) | 0.02 (0.05) |
| 有効求人倍率 | 13.93 (0.82) | 1.94 (1.30) | 20.39 (0.69) | 0.51 (1.14) | 146.07 (2.77) | 0.51 (0.47) |
| 名目 GDP 増加率 | 0.13 (0.15) | | | | -2.18 (0.74) | -0.33 (2.78) |
| 決定係数 R ² | 0.60 | 0.97 | 0.90 | 0.93 | 0.94 | 0.12 |
| 自由度調整済み決定係数 R ² | 0.59 | 0.97 | 0.89 | 0.93 | 0.93 | 0.10 |
| 観測数 | 329 | 329 | 329 | 329 | 329 | 329 |

測に貢献するが、最低賃金の引き上げ額とは単調的な関係ではないことが示される。次に、着工建築物数が最低賃金引き上げの要因として貢献することを示す。しかし、SHAP が正の値を取っている点は少なく、まばらである。このことから、最低賃金の上昇額が大きい大都市圏の都道府県が着工建築物数と相関し、また大都市圏の都道府県で最低賃金が増加したという疑似相関に過ぎない可能性がある。高校卒業者中の非進学者比率は、最低賃金引き上げ額と負の相関を持つ。SHAP 値が 0 近傍に散らばっており、予測への貢献は大きくないと考えられるが、地域の過疎化の度合いや有効求人倍率の影響を緩和した上ではある程度の予測を持つといえる。高校卒業者中の非進学者比率を考慮して地域ごとに最低賃金を決定している可能性がある。その他の説明変数は、最低賃金引き上げの予測に貢献しないことが示される。特に、賃金上昇率、消費支出増加率、生活保護給付額などの法律の条文を代理する説明変数は最低賃金引き上げに対して全く貢献していないことが示される。この結果は、前項の線形モデルによる分析結果と整合的である。

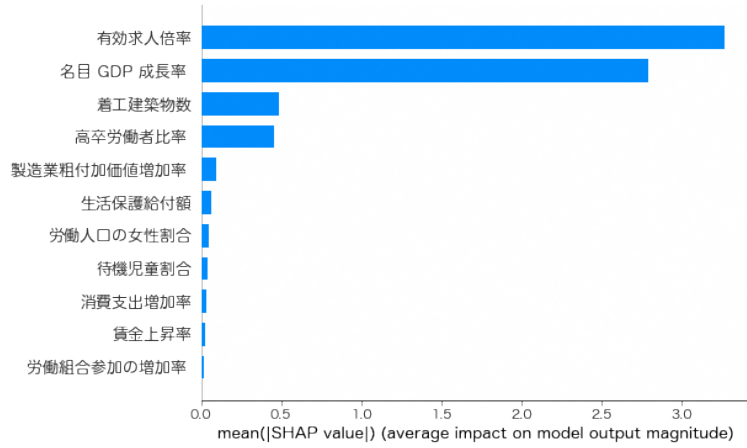
SHAP の結果から、最低賃金の引き上げは地域、国全体のマクロ経済状況を示す有効求人倍率、名目 GDP 成長率が予測に貢献することが示される。また、低賃金労働者を代表する高校卒業者中の非進学者比率、地域の過疎化の状況を代理する着工建築物数が予測に貢献することもわかる。

線形モデルによる分析の結果では、名目 GDP 成長率が最低賃金引き上げと関連を持つとは示せなかった。しかし、モデルの線形性を仮定しない SHAP による分析では、名目 GDP 成長率が最低賃金引き上げの説明に貢献することが示された。国全体の政策をもとに最低賃金引き上げが行われており、それらによって最低賃金引き上げを説明出来ると考えられる。

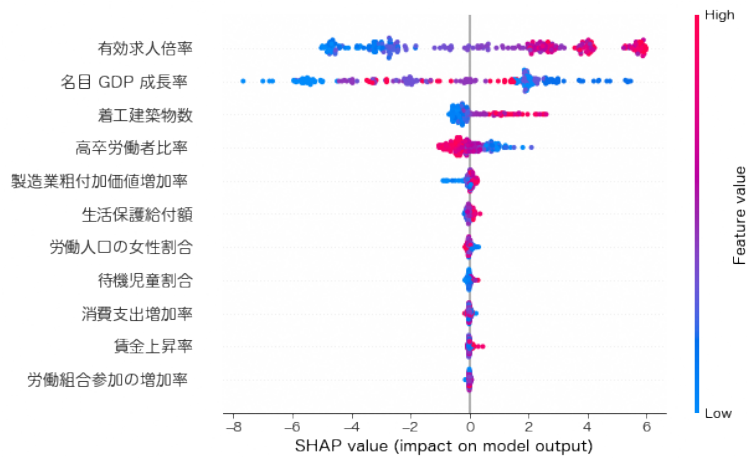
5 結論

本稿では、最低賃金引き上げの原因が不明確である 2013 年から 2019 年の最低賃金引き上げに関して、線形モデルと SHAP のふたつの手法を用いて分析した。線形モデルから、都道府県の労働市場におけるマクロ

図 1



(a)



(b)

経済状況を示す有効求人倍率を除いて、最低賃金引き上げとの関連が不明確であることが示された。最低賃金の引き上げ額と労働者の生活水準や製造業粗付加価値増加率とは関連がない可能性が示された。SHAP による分析から、有効求人倍率と名目 GDP 成長率、高卒労働者比率が最低賃金引き上げの予測に貢献し、有効求人倍率が正の相関、高卒労働者比率が負の相関を持つことが示された。また、SHAP による分析でも、最低賃金法の条文と関わる要因は、最低賃金引き上げの予測に貢献しないことが示された。

本稿の結果から、地域の経済状況や国全体のマクロ経済状況に応じて最低賃金が定められていることが示された。雇用動向が悪化するときは最低賃金の引き上げ額が減少し、雇用動向の良い時は最低賃金が引き上げられると示唆される。Baskaya and Rubinstein (2011)^[1]は、最低賃金の決定に関して政策の内生性が存在することを指摘する。本稿で利用したデータからも、雇用動向と最低賃金の決定に関して政策の内生性が存在することが示された。また、最低賃金は労働者の生活水準や企業の支払い能力との関係が不明確であることも示された。線形モデルによる分析では、処置後変数バイアスの影響で、関連性が過小に推定された可能性があると考えられる。しかし SHAP の分析から、そもそも近年の最低賃金額の決定に関して、労働者の生計費、賃金や企業の支払い能力に依拠していない可能性が示される。したがって、最低賃金法の規定によってのみ決まる

とは言えないことが示された。

本稿の意義は二点ある。一点目に、法的要因は引き上げ額に大きく影響を与えていないことである。この結果から、最低賃金の引き上げの決定では法的要因が無視されている、あるいは考慮されるべき状況にない可能性が示唆される。二点目に、地域の雇用状況と最低賃金が関連する点にある。雇用状態が悪化した場合、最低賃金の引き上げ額が小さい可能性が高い。国全体の政策として最低賃金の上昇が目指される場合でも、地域の雇用に大きな影響が無いように決定される可能性が示される。

本稿の分析では、複数の点に課題がある。一点目に、各説明変数間の関係を仮定せずに分析したことである。有効求人倍率の結果は労働者と企業の行動によって定まる。労働者は自身の現状の生活水準と賃金に依存して行動を行い、企業は自身の利潤増加を目的として行動すると考えられる場合、有効求人倍率を統制した上で、最低賃金の引き上げ額を消費支出増加率と製造業粗付加価値増加率に回帰すると、処置後変数バイアスが発生する。この場合、回帰係数にはバイアスが含まれるため、信頼出来る係数が推定されたとは言えない。信頼のある分析を行うためには、経済理論をもとに、各種変数の直接効果と間接効果を分解できるような分析モデルを構築する必要がある。二点目に、最低賃金法の条文を代理した説明変数の使用についてである。最低賃金は全労働者へ影響を与える法律であるため、本稿では、労働者の一部を対象とする変数ではなく全労働者の都道府県平均を用いた。しかし、最低賃金まわりの賃金を稼ぐ労働者についてのみ審議会で考慮される場合、本分析では法律の条文が最低賃金にもたらす影響を的確に捉えきれない。三点目に、政策を反映する説明変数が適切でないという点である。内閣府^[5]は名目 GDP 成長率を考慮しつつ、最低賃金を引き上げると主張する。名目 GDP 成長率が最低賃金引き上げに直接的な影響を当てるわけではないことが読み取れる。最低賃金の決定要因から国全体の政策の影響を分析するためには、間接的に影響を与える名目 GDP 成長率ではなく、政府の政策目標を説明変数とすべきである。

参考文献

- [1] Yusuf Soner Baskaya and Yona Rubinstein. Using federal minimum wages to identify the impact of minimum wages on employment and earnings across the us states. *Unpublished manuscript*, 2012.
- [2] Leo Breiman. Random forests. *Machine learning*, Vol. 45, No. 1, pp. 5–32, 2001.
- [3] Youngsub Chun. A new axiomatization of the shapley value. *Games and Economic Behavior*, Vol. 1, No. 2, pp. 119–130, 1989.
- [4] Scott M Lundberg and Su-In Lee. A unified approach to interpreting model predictions. *Advances in neural information processing systems*, Vol. 30, , 2017.
- [5] 内閣府. 経済財政運営と改革の基本方針 2022, 2022. 2022年8月31日 確認.
- [6] Erwan Scornet. On the asymptotics of random forests. *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 146, pp. 72–83, 2016.
- [7] L Shapley. Quota solutions op n-person games1. *Edited by Emil Artin and Marston Morse*, p. 343, 1953.
- [8] 玉田桂子. 最低賃金はどのように決まっているのか. 日本労働研究雑誌, Vol. 593, pp. 16–28, 2009.
- [9] Jeffrey M Wooldridge. *Introductory econometrics 5th ed*, 2013.
- [10] H Peyton Young. Monotonic solutions of cooperative games. *International Journal of Game Theory*, Vol. 14, No. 2, pp. 65–72, 1985.