

博士学位申請論文

バス事業者の原価構造の個票パネルデータに基づく  
乗合バス運転手の賃金を決定する諸要素の分析

Analysis concerning the factors to determine the wage level of  
Japan's omnibus drivers based on the panel data of individual  
omnibus operator's running cost

酒井 達朗

SAKAI Tatsuo

人文社会学研究科経済経営専攻博士後期課程

学籍番号 20GD503

## 目次

目次.....	..1
図表目次.....	..2
第1章 はじめに.....	..4
第1節 乗合バス運転手の賃金を分析する意義について.....	..4
第2節 我が国の乗合バス事業の歩みと政策介入の経過.....	..6
第3節 国及び自治体の乗合バス補助制度の内容.....	..7
第4節 先行研究と本論文の位置付け.....	..9
第5節 乗合バス運転手賃金と貸切バス運転手賃金の比較.....	..14
第2章 パネルデータの定量分析.....	..16
第1節 分析に使用するデータについて.....	..16
第2節 パネルデータの分析に用いる変数について.....	..17
第3節 パネルデータの定量分析.....	..21
第4節 重回帰分析と相関分析との比較.....	..35
第3章 補助制度の分析.....	..38
第1節 公的補助と賃金の関連についての定量分析.....	..38
第2節 乗合バス事業への国庫補助制度.....	..43
第3節 国庫補助制度がもたらす事業者へのインセンティブ.....	..47
第4章 地域ブロック別の分析.....	..48
第5章 補足：地域の賃金格差の影響.....	..69
第6章 結論.....	..78
第7章 将来的な課題.....	..83
第8章 補論.....	..86
参考文献一覧.....	..89

## 図表目次

### 図目次

図 4 - 1	グループ化率とブロック別平均運転手月給の関係.....	..50
図 4 - 2	全国グループ化率とブロック別平均運転手月給の関係.....	..50
図 5 - 1	地域ブロック別の乗合バス運転手平均賃金と地域の平均賃金との関係..	..71
図 5 - 2	地域ブロック別の乗合バス運転手平均賃金と地域の最低賃金との関係..	..72

### 表目次

表 1 - 1	: 営業用バス運転手の賃金と全職種平均の比較 (2018・2019 年度) ..	..4
表 1 - 2	: 全国バス事業の収支及び人件費の推移.....	..11
表 1 - 3	: 乗合バス事業と貸切バス事業の労働市場比較.....	..15
表 2 - 1	: 各変数の記述統計量.....	..21
表 2 - 2	: 重回帰分析 2 - 3 - 1 及び関連モデルの結果概要.....	..23
表 2 - 3	: 重回帰分析 2 - 3 - 2 及び関連モデルの結果概要.....	..25
表 2 - 4	: 全国・地域グループ化事業者の記述統計量.....	..26
表 2 - 5	: 重回帰分析 2 - 3 - 3 及び関連モデルの結果概要.....	..27
表 2 - 6	: グループ本社・分社事業者の記述統計量.....	..28
表 2 - 7	: 重回帰分析 2 - 3 - 4 及び関連モデルの結果概要.....	..29
表 2 - 8	: 全国・地域グループ本社・分社事業者の記述統計量.....	..30
表 2 - 9	: 重回帰分析 2 - 3 - 5 及び関連モデルの結果概要.....	..31
表 2 - 10	: 規模 S を除外した重回帰分析 2 - 3 - 4 及び関連モデルの結果概要..	..34
表 2 - 11	: 規模 S を除外した重回帰分析 2 - 3 - 5 及び関連モデルの結果概要..	..35
表 3 - 1	: 重回帰分析補足 1 - 1 及び関連モデルの結果概要.....	..40
表 3 - 2	: 重回帰分析補足 1 - 2 及び関連モデルの結果概要.....	..42
表 3 - 3	地域公共交通確保改善維持事業の内容構成.....	..44
表 3 - 4	生活交通確保維持改善計画の満たすべき要件と対応する要綱概要...	..45
表 4 - 1	地域ブロック別賃金と事業者特性の比較.....	..49
表 4 - 2	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (1) .....	..51
表 4 - 3	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (2) .....	..52
表 4 - 4	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (3) .....	..53
表 4 - 5	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (4) .....	..54
表 4 - 6	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (5) .....	..55

表 4-7	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (6)	..56
表 4-8	地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (7)	..57
表 4-9	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (1)	..59
表 4-10	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (2)	..60
表 4-11	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (3)	..61
表 4-12	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (4)	..62
表 4-13	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (5)	..63
表 4-14	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (6)	..64
表 4-15	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (7)	..65
表 4-16	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (8)	..66
表 4-17	地域ブロック毎の重回帰分析概要 (9)	..67
表 4-18	地域ブロック毎の重回帰分析結果の集計	..68
表 5-1	: 重回帰分析補足 2-1 及び関連モデルの結果概要	..74
表 5-2	: 重回帰分析補足 2-2 及び関連モデルの結果概要	..76
表 8-1	: 輸送効率を加えた重回帰分析関連モデルの結果概要	..87

# 第1章 はじめに

## 第1節 乗合バス運転手の賃金を分析する意義について

人手不足、つまり、労働者の供給不足は、理論上、供給優位の労働市場を形成し、賃金が上昇することとなる。しかし、近年の日本では、それに反して、全産業的に深刻な人手不足が進行する中、労働所得の伸びは近年の OECD 諸国の中でも最低の水準にとどまっている（労働政策研究・研修機構，2017）。

我が国の交通事業は、他の産業同様に、現在深刻な人手不足に苦しんでいる。

特に、乗合バス事業における運転手は、大型二種のような国家資格を必要とすることもあってそもそもの母数が限られている<sup>1</sup>こと等から、全産業に比べてもより一層人手不足が深刻と言われている<sup>2</sup>。一方で、そうした人手不足の状況にも拘わらず、乗合バス運転手の賃金が下記の通り全産業に比べて低い水準にあることは、人手不足解消の大きなハードルとなっている<sup>3</sup>。

表1-1：営業用バス運転手の賃金と全職種平均の比較（2018・2019年度）

	年齢 【歳】	きまって支給する現金給与額 【万円】	所定内給与額 【万円】	年間賞与その他特別給与額 【万円】
営業用バス運転手	50.7	33.17	25.07	65.97
全職種平均	43.1	33.80	30.77	93.16
全職種男性平均	43.8	37.49	33.80	108.81

（資料出所：2018年度及び2019年度厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より筆者作成。過年度の数値を使用する「年間賞与その他特別給与額」のみ2019年度、その他の数値は2018年度のもの。すべて事業所規模10人以上数値。）

乗合バス事業においては、後述する先行研究においても、人手不足にもかかわらず

<sup>1</sup> バス運転手の人手不足については、例えば、国土交通省総合政策局等（2019）「第5回地域交通フォローアップ・イノベーション検討会配付資料6」, 37-38頁。大型二種免許以外の人手不足の要因として、低所得・長時間労働であること、男女比が偏っており、女性の働きやすい職場環境の不足といったことがあげられている。

<sup>2</sup> 厚生労働省（2018）「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」によると、2017年の「自動車運転の職業」の求人倍率は2.72、全産業平均では1.35となっている。

<sup>3</sup> 人手不足と運転手の低賃金の現状等については、NHKが継続的に報道しており、路線バス特設サイト（<https://www3.nhk.or.jp/news/special/bus/index.html>）に記事やデータがまとめられている。

賃金が上がらない原因として、他の産業においてと同様、経営側に賃上げ余力が足りないことが指摘されてきた。しかし乗合バス事業者には、運賃等の事業収入の他に、補助金収入が存在する。第3節で詳述するように、こうした補助は概ね「運行経費の実績値から運行収入の実績値を差し引いた収支差<sup>4</sup>」に対し、一定率を補助する形式となっている。理論上、人手確保が賃金上昇（限界費用逡増）を伴う事業の経営者は、事業の黒字を最大化（赤字を最小化）する輸送量を選択する。

上記のような補助制度を適用される赤字の乗合バス事業者は、費用増加分の一定比率が補助されるため、補助のない場合より賃金を上昇させ、より大きい輸送量を選択することが合理的となる。

このことから、理論的には、公的補助を受ける赤字の乗合バス事業者は本来の限界生産性を超える賃金を支払い、公的補助を受けない黒字のバス事業者よりも高い賃金水準となるはずである。他の産業が限界生産性に見合った賃金を払っているとすれば、赤字事業者が大きな比率を占める乗合バス業界の平均賃金は、他産業を上回るとすら考えられる。

しかし、これは、乗合バス運転手の賃金が全産業平均の数値と比べて低い現状とは合致しない。乗合バス事業者は人手不足を意識しながら、かつ、事業の損失を一定程度公的補助によって補うことが期待できる状態でありながら、賃金を上昇させていないと考えられる。

乗合バス事業において、事業者の規模、経営状況等が賃金の高低にどう影響しているかを知ることは、このような理論と実際の齟齬を解明し、ひいては、乗合バス事業継続のために、運転手の賃金上昇をもたらす政策を探す糸口となる。

以上の問題意識から、本研究においては、乗合バス事業の事業原価に関する国土交通省への報告データを活用し、どのような条件下で事業者が運転手人件費を上げるかという分析を出発点に、賃金上昇による人手不足解決を促す制度・政策の改善方向を探るものである。

なお、乗合バス事業については、特にその地域公共交通としての公的な性格を捉えると、一見、経済学的な対象としてよりも、地域の公共インフラ政策としての分析対象に近いようにも見える。しかしながら、第2節及び第3節で述べるように、特に2002年の規制緩和により、地域における必要不可欠な移動手段は補助金によって維持されるという前提の上で、交通事業のサービス供給やその水準は、交通事業者の経営判断によって決められるようになったものと国の制度上は認識されている<sup>5</sup>。この

---

<sup>4</sup> 現在は、原則、路線ごとの補助となっているため、「路線収支欠損」や「路線収支赤字」と呼ばれる場合が多い。

<sup>5</sup> 例えば、令和2年5月20日の参議院本会議における赤羽国土交通大臣の答弁では、「地域における必要不可欠な移動手段を維持確保するため、過疎地域等における幹線バスやコミュニティーバス（原文ママ）の運行の欠損等に対し国費による補助を行っており、あわせて、これに係る地方公共団体の負担に対しては地方交付税措置が講じられている」との前提の上で「乗合バスや鉄

ため、交通事業者の経営判断の結果とその要因について分析し、その経営判断が合理的な市場原理にのみ立脚しているのか、補助金政策が影響していないかを経済学的合理性の観点から分析することは、国の制度上の認識が現実と整合しているのか、整合していないとすれば何故かを問う上で意義深いものと考えられる。

## 第2節 我が国の乗合バス事業の歩みと政策介入の経過

我が国の乗合バス事業は、自動車技術の信頼性向上とともに、大正年間頃から急速に全国に広がり、各地でバス事業が乱立することとなった。これを受け、バス事業の効率化を図るため、1938年に陸上交通事業調整法が制定されて、地域ごとの合併・統合が促進された。その後、戦後復興期には人口と経済が成長する中で、バス事業も大きく発展したが、1970年代に入ると、マイカーの一般への普及や高度経済成長の終焉に伴い、バス利用は減少に転じることになる<sup>6</sup>。

乗合バス事業に対する国の政策としては、黎明期に乱立した事業者による過当競争を整理するための戦前の陸上交通事業調整法による統合促進に続き、戦後に制定された乗合バスを含む自動車旅客運送事業全般を規制する道路運送法においても、競争排除の政策が続き、同法では免許制による需給調整が図られることとなった。同法の需給調整規定は、当初は、地域の市場から競争を排除することで、事業者の黒字路線の収益を確保し、その収益でもって、赤字路線の損益をカバーするという、いわゆる「内部補助」を前提とするものであった。

しかし、特に地方部を中心としたバス利用の減少が進む中で、内部補助だけでは、地方赤字路線のサービス維持が困難になったため、1966年からの過疎バスへの補助を嚆矢とし、1972年から地方の生活交通路線の赤字を補填する国庫補助制度が開始されることとなった。

これ以降、国庫補助制度に基づき、都道府県による協調補助や、補助の要件に該当しない小規模路線への支援を目的とした市町村の補助等が創設され、需給調整と公的な補助の両輪によって、全国的な乗合バスサービスの維持が図られる状況が約30年間続くこととなり、現在の乗合バスネットワークの基盤が形成された。

しかし、2000年代前後の市場自由化の流れの中で、航空や鉄道等の各交通事業に関する需給調整を始めとする各種規制についても、順次撤廃されることとなった。乗

---

道などにつきましては、平成十二年以降、いわゆる需給調整規制が廃止をされ、サービスの供給量やその水準は原則として交通事業者の経営判断により決められる」ようになっているとしている。(独立行政法人国立印刷局(2020), 4頁)

<sup>6</sup> 乗合バス事業の初期の歴史については、日本バス協会「日本のバス 110年の歩み」等を参考とした。

<http://www.bus.or.jp/110th/history.html>

合バスについては、隣接業界である貸切バス事業に2年遅れて、2002年（2001年度末）に規制が緩和され、新規参入は免許制から許可制となり、退出についても届出で足りるとする原則自由化が行われ、需給調整規制が撤廃されることとなった。

乗合バスへの補助制度についても、規制緩和とともに大きく見直しが図られ、市町村境をまたぐ広域のネットワークを形成し、輸送量の比較的多い幹線となる路線のみに国庫補助が限定され、地域内の小規模路線への国庫補助が絞られたことから、都道府県単独の補助制度の創設が進むなど、地方自治体の負担が増加した<sup>7</sup>。

こうした状況に対して、2010年より、新たに「地域公共交通維持確保改善事業」（民主党政権下の事業仕分けからの特別枠での復活折衝に際して使用された名称から「サバイバル事業」とも称される）が創設され、一旦国庫補助の対象から外されていた地域内路線についても、広域・大規模路線（いわゆる「幹線系統」と呼ばれる）に接続する支線としてのものや交通不便地域におけるもの（いわゆる支線として「フィーダー系統」と呼ばれる）であれば、国庫補助の対象となることとされた。

このため、現在では、乗合バス事業は、原則として自由な市場競争に晒される黒字路線の収益（及び兼業する他業種の収益）と、幹線系統やフィーダー系統への国庫補助及び都道府県の協調補助、そして、国庫補助の要件から外れた部分への都道府県・市町村の単独補助のみつつを主な収益源として、赤字路線のサービスを維持している現状にある。

### 第3節 国及び自治体の乗合バス補助制度の内容

2002年の規制緩和後、2010年の地域公共交通維持確保改善事業創設までの間、国庫補助の対象から外れた生活交通路線の維持のために、多くの都道府県または市町村の単独補助が創設されることとなった。従来から国庫補助との協調補助（典型的には路線収支の赤字額の1/2を国が、残り1/2を都道府県が補助する形となる）を行ってきた都道府県と異なり、それまで、バス路線維持に係る補助をあまり行ってこなかった市町村の負担は、この間に大きく増加した<sup>8</sup>。

その後、2011年度からの地域公共交通維持確保改善事業では、事業仕分けからの特別枠での復活により、これまでの215億円規模の予算が、305億円に増加し、制度としては拡充されることとなった。

同事業では、国庫補助は、事業者が補助対象路線の事業計画を国土交通省に提出して、当該計画に沿った運行を次の補助年度（10月1日～翌年9月30日）で行った

---

<sup>7</sup> 例えば、規制緩和前の2000年度の国庫補助対象の地方生活路線は、4342系統あったものが、規制緩和後の2003年度には、1860系統と半分以下に減少している（青木・田邊（2007））。

<sup>8</sup> 国庫補助政策の変更と都道府県・市町村の補助政策の概況については、青木・田邊（2007）、田中（2009）及び青木（2012）に拠った。



後、その輸送実績に応じて補助金額が算出され、交付されることになる。

補助額は、対象路線の運行収支の赤字額の1/2が基本となるが、実際の利用状況が低い場合などには、1/2を下回る補助率となることもある。また、後述するフィーダー補助の場合は、地域での上限額が定められていることもあり、補助対象路線の赤字額の1/2が常に国庫から補助されるわけではない。

国庫補助対象路線は、幹線系統とフィーダー系統の二つに大別される。

幹線系統は、規制緩和後も一貫して補助対象となった複数市町村（市町村合併による不利益を生じないように、2001年3月31日時点の市町村域を基準とする）にまたがる広域幹線となるバス路線であり、地域による上限額の設定はないが、補助対象になるためには、一定以上の利用が条件となり、また、補助対象は満たしたとしても、低い利用率では補助率がその分下げられることになる。幹線系統については、国庫補助と同額の都道府県の協調補助が行われるが、国庫補助の補助率が下がった場合、都道府県の協調補助額も連動して下がることとなる。そのため、路線赤字の満額が補填されず、事業者負担が残る場合も多い。こうした場合に、都道府県が単独補助として、赤字の残額分を補助する場合も見られる。また、都道府県単独補助が存在せず、事業者負担が残ってしまう場合、事業者が沿線市町村に負担を求めて赤字を補填するケースも見られる。

例えば、山形県の場合、2019年度の（2018年10月から2019年9月までの運行実績をもとに2019年度末に交付される）県内地域間幹線系統の対象路線の収支差（運行経費から運行収入を引いた差額）の合計は2億7千万円を超えるが、運行経費の9/20以上の赤字額の補填を認めない上限設定や、重複する別の路線がある場合の減額補正、利用が低調な場合の減額補正等を加えると補助対象損益は、1億5千万円強まで下がる。その1/2を国庫から、1/2を県が負担すると、事業者には、1億円以上の負担が残ることとなる。事業者は、補助対象となる路線に限ってもその赤字の半分程度しか補填されないこととなるため、県内の沿線市町村に市町村単独の補助を求めつつ、公的補助で補填しきれない余りを、他の路線や事業の収益でも補填するという形となる。事業者は、一般的に、補助対象路線以外の赤字路線も抱えているため、沿線市町村に求められる負担はさらに増加し、また、事業者の他路線・他事業の黒字はさらに圧縮されることとなる。

フィーダー系統は、2010年に地域公共交通維持確保改善事業によって復活した地域内の生活交通路線であり、定時定路線のバスのみならず、予約制のデマンド交通や自家用有償旅客運送制度に基づくコミュニティバスといった地域交通も対象となる。地方運輸局の指定する交通不便地域を除けば、国庫補助対象の幹線系統に接続するサービスであることが補助要件となる。国庫補助は、幹線系統と同様に1/2であるが、都道府県の協調補助は無く、残る1/2の赤字額の負担は、市町村や事業者の負担となる。また、幹線系統よりは補助要件となる利用人数等は緩く、利用率低下による補助率低下も無いが、人口等の地域状況による上限額が設けられている。

なお、市町村が、先述の幹線系統の補足的な補填やフィーダー系統への補助、国庫

補助対象路線外への補助なども含め、乗合バスやデマンド交通等に支出する負担の8割は、特別地方交付税による地方財政措置の対象となるため、実質的には、市町村負担は、その8割に国庫の裏付けを得ていることとなる<sup>9</sup>。また、先述した山形県の場合であれば、市町村の生活交通維持のための事業費は、県が県内市町村に交付する市町村総合交付金の交付対象ともなる。特に、人口減少・少子化に伴い、輸送人員が減少傾向にある地方部では国庫補助対象となる路線も減少し、減額補正となり得る利用率の低迷も著しいため、増え続ける市町村の負担を地方交付税や都道府県の支援によって支える構図が見られることとなる。

#### 第4節 先行研究と本論文の位置付け

日本の乗合バス事業は、前節までに述べたように、少なくとも1970年代以降は、民間の営利事業として完全に自立したものというよりは、政府の保護規制を受け、また、直接的に赤字を補填する補助金までも受ける極めて公的性格の強い産業として行われてきた。そのため、乗合バス事業にそうした政府の政策がどのように影響を与えてきたか、という点について多くの先行研究が行われてきている。特に、2002年の規制緩和によって、乗合バス市場への保護規制の廃止とそれに伴う補助政策の変更が行われたため、2000年代から2010年代初めにかけては、規制緩和の乗合バス事業への影響を探る先行研究が多く見られた。

規制緩和の効果としてまず期待されたのは、新規参入による市場競争の激化とそれによる効率化だったが、直後のもの（寺田（2004）等）も、また、ある程度時間の経過した後のもの（高橋（2011）等）も、規制緩和で乗合バス事業の新規参入が大きく進むという状況は認められないという点では一致している。

乗合バス事業に先行して行われた貸切バスの規制緩和では新規参入の効果が大きく認められ、また、高速バスや空港連絡バスなどでも新規参入の効果が一定程度存在した。この点、高橋（2011）は、比較的単純な運行形態のこれらのサービスは、停留所の設置数が比較的少なく済み、また運転手のシフト等の運行計画も組みやすいため、参入障壁が低かったためであると分析しているが、そもそも、乗合バス事業がこれまで見てきたように補助金に依存し、構造的に赤字を抱える業界であったことから、高速バスや空港連絡バスのように例外的に高収益なもの以外の、一般的な路線バスには参入するメリットが少なかったことも原因と考えられる<sup>10</sup>。

---

<sup>9</sup> ただし、市町村は個別に特別地方交付税による地方財政措置の上限設定を有しているため、市町村負担の増加は、他の地方財政措置対象の事業の削減などに繋がるなど、市町村財政から自由度を奪うことになり、市町村にとって2割負担とはいえ、なお大きな負担となる。

<sup>10</sup> 規制緩和後の新規参入事例としては、2018年に岡山市内で黒字路線への新規参入が問題となる事例が発生した。規制緩和後も通勤通学などのピーク時間帯に絞った参入は、クリームスキミン

規制緩和による新規参入の増加によって乗合バス事業に対して市場競争による効率化が図られることも規制緩和に当初期待された効果だった。この点に関して、規制緩和前後で、どのように乗合バス事業の経営改善が進んだかという側面からの先行研究も多くみられる。

規制緩和後に乗合バスの事業者数自体は大きく増加したが、実際には、分社化による事業者数の増加がこのうちのほとんどを占めており、実質的な新規参入ではなかったことは、寺田（2004）、高橋（2011）等、多くの先行研究が一致するところである。この分社化については、1980年代半ばから全国的に広がっていったものであるが、寺田（2005）は、1990年代から行われた北陸鉄道の分社化事例の研究において、「規制緩和により、これまで以上に路線存続が難しくなるのではないかとの懸念も存在する」とした上で、「このような厳しい事業環境に対する事業者側の対応の一例として」（寺田（2005）、29頁）北陸鉄道を取り上げたものとしている。高橋（2011）は「分社化には事業分割（鉄道とバス、乗合と貸切）および地域分割（営業所の子会社化）があり、特に地域分割は、規制緩和前からの乗合事業者の増加傾向に直結していると考えられる。分社化は、新しい賃金体系を導入することにより人件費を縮減し、もともと労働集約的なバス事業において、大幅な費用縮減を実現することを主な目的としている。特に規制緩和前後では、「規制緩和で新規参入の可能性が高まるから、競争激化に備えて高コスト体質を是正する必要がある」という認識が、実際の新規参入の可能性が地域によって異なるとしても、既存事業者の労使間で共有されたことが、分社化推進の駆動力の一つとなった」（高橋（2011）、401頁）と総括しており、規制緩和の間接的な効果としている。

こうした規制緩和以前から厳しい事業環境に対して、規制緩和後はその環境がさらに厳しくなるとの予想の下、乗合バス事業者は継続的に経営改善努力を行ってきた。大井（2009）は、規制緩和による乗合バスの費用構造の変化を定量的に分析した上で、事業者の費用水準が規制緩和によって大きく変化したとは認められないと結論付けているが、それは、他の先行研究も示すように実質的には新規参入による競争の激化は起こらなかった、ということに加え、規制緩和前から厳しい事業環境に対する経営改善努力が行われてきたためであるとしている。他にも、田中（2012）は、近年、市

---

グ（収益性の高い分野のみにサービスを集中させ「いいとこ取り」すること）を道路運送法が引き続き規制していたが、本事例では終日運行として参入したため、クリームスキミング規制には該当しなかった。このため、参入を受けた既存事業者は、事実上のクリームスキミング行為だと反発し、周辺市町村の赤字生活路線からの撤退を示唆（後に撤回）するなど紛糾した。しかし、本事例のような複数事業者が終日運行として参入してなお黒字化する乗合バス路線が少ないためか、その参入コストが高いためか、こうした事例は、依然ごく少数に留まっている。そのため、政府における地域交通への独占禁止法適用見直しについての議論も運賃プールなど、地域における調整・協議へのカルテル規制の適用の是非が主要な論点となっており、新規参入は大きな問題と認識されていない（日本経済再生本部、2019）。

町村の乗合バス事業への関与が強まってきたという論旨の中で、1970年代から乗合バス事業は衰退傾向にあり、事業者が経営効率化の努力を図ってきたことに触れ、特に、乗合バス事業のキロ当たり運送収入が1990年代半ばに減少に転じ、事業者の経費削減努力が本格化し、特に、人件費の圧縮が大きく進んだと分析している（表1-2参照）。先述の寺田（2005）や高橋（2011）も分社化の効果として、設立された分社が、本社と異なる新しく低廉な賃金体系を構築し直すことで、特に人件費が大きく圧縮されることを挙げている。また、分社化の動機それ自体についても、酒井・鈴木（2010）が、関西・九州の大手私鉄系バス事業者の分社化事例をヒアリングすることで、分社化によって生じた親子会社の権限等を分析し、設備投資や役員採用その他の戦略的部分についてはほとんど親会社が権限を有している一方で、採用は子会社に委ねられており、意思決定の分権化という積極的な理由よりは、「人件費や不採算部門の分離といった「消極的な分社化」が重要な目的であることが確認された」（酒井・鈴木（2010），153頁）と指摘している。

表1-2：全国バス事業の収支及び人件費の推移

	収入(円/km)	費用(円/km)	収支率(%)	人件費(円/km)	人件费率(%)
1975年	275.44	304.36	0.90	217.92	0.72
1990年	451.63	490.6	0.92	365.13	0.74
2000年	440.5	492.31	0.89	351.75	0.71
2009年	401.44	432.93	0.93	248.63	0.57

（資料出所：田中（2012）より転載。表の形式は筆者が修正。）

このように、乗合バス事業に関する先行研究は、「規制緩和以前から乗合バス事業の事業環境は厳しく、規制緩和はその状況を強めたに過ぎない」ということと、「規制緩和のあるなしにかかわらず進んできた乗合バス事業の経営改善努力は、主に人件費の縮減によってなされてきた」ということで一致している。

2002年の規制緩和に際しては、補助政策も大幅に見直された。そして、その後も補助政策の検討・見直しは、政府財政の厳しい状況から緊縮圧力がかかった<sup>11</sup>こともあり、現在に至るまで続いている<sup>12</sup>。

<sup>11</sup> 例えば、2010年の地域公共交通確保維持改善事業創設は、前述の通り、民主党政権による事業仕分けを契機として行われている。

<sup>12</sup> 2020年の通常国会では、地域公共交通確保維持改善事業の根拠法である地域公共交通活性化再生法の改正が行われた。直接的な補助制度の変更は行われなかったが、同法改正を見据え、交通政策審議会交通体系分科会地域公共交通部会が2020年1月29日に公表した中間とりまとめでは、同法改正により創設された地域公共交通計画の実効性を担保するため、乗合バス等の運行費補助を計画とさらに密接に連動させるよう提言がなされている。

乗合バス事業が公的な補助に大きく依存する事業環境にあるため、政府の補助政策やそれに対する自治体の対応が乗合バス事業に与える影響は、その経営を分析するにあたって非常に重要となる。

実際、規制緩和の影響についても、市場保護規制の変化よりも補助政策の変化の方が事業環境の変化に与える影響は大きかったことを示唆する先行研究は少なくない。例えば、寺田（2004）は、関東の11の参入事例を分析した結果として、既存事業者撤退路線への対応として行政が導入したコミュニティバス等の廃止代替バス事業を受託するために参入したケースが多いとし、規制緩和より行政の補助政策が新規参入を促した要因と指摘している。また、退出事例としては、規制緩和直前の駆け込み廃止が多かったとして、規制緩和による競争によるというよりも、それまで利用者が少ないながら、重点的な補助対象だった地域内生活路線が補助対象から外れることを見越してのものではないかと分析している。補足的に、JR各社が運行するJRバスの休廃止についても触れており、JR西日本を中心に規制緩和直前（実施は規制緩和後にずれこんだものもあったが）に駆け込み廃止が相次いだ状況の原因についても考察している。この点については、JRバスがそれまで地方財政法の解釈上、自治体のバス補助の際の地方財政措置の対象とならなかったが、規制緩和後の補助制度見直しを見据えて、2001年から補助対象となったことで、JR側が今後、自治体の発言力が増し、休廃止しにくくなると判断したのではないかと推察している。

また、柿本・鶴丸（2009）は、熊本県内市町村の規制緩和後の状況を分析し、規制緩和による新規参入等の効果よりも、政府の補助政策の変更やそれに伴う都道府県補助制度の変更が乗合バス路線ネットワークに大きな変化をもたらしていることを示している。

高度経済成長から2010年の地域公共交通確保維持改善事業創設までの間を概括した田中（2012）は、1990年代半ばから国の補助政策が後退し、都道府県や市町村の単独補助の重要性が増していった状況を整理している。特に、都道府県補助が1990年代後半に減少する国庫補助を補填する形で一旦増加したものの、財政負担増への懸念から2000年代に入ると、現状維持・抑制傾向になり、市町村のバスを始めとする地域公共交通への負担が増しつつあると指摘している。

以上のように、乗合バス事業についての先行研究は、2002年の規制緩和と補助政策の変更の影響を分析する中で、乗合バス事業の経営構造が人件費を圧縮し、効率化を図る方向で進んできた点と、政府の補助政策が縮小傾向にある中で自治体の役割が大きくなってきている点では一致している。

こうした先行研究を通して、本論文の研究目的である、乗合バスの運転手の人手不足が深刻な一方で、その賃金が低く抑えられている原因として考えられるのは、「乗合バス事業の経営環境が深刻で賃金を上げる余力がないこと」、そして、「政府の乗合バス事業への補助が絞られ、自治体もそれを十分に補えるだけの体力が無いため、結果的に乗合バス事業への公的な補助全体が縮小し、乗合バス事業者が賃金を上げられるような規模の補助を行えていないこと」ということになる。乗合バス事業の運転

手の人手不足とその低い賃金の関係を主とした先行研究である阿部（2018）も、バス事業者の経営状況が規制緩和によって悪化したことで、人手不足にもかかわらず、賃金を上げられないといったことが原因と説明している。

しかしながら、政府の補助政策が、規制緩和以降も見直しが続けられ、決して全国一律に縮減一辺倒であったとまでは言い切れない。特に 2010 年の地域公共交通確保維持改善事業によって、再度予算確保が図られ、また、メリハリを付ける方向で補助要綱が改正されてきたため、地域によっては政府補助が増額する傾向も見られるようになった。

また、これまでの先行研究も乗合バスの事業環境の悪化を人件費削減の原因としつつ、各事業者の経営状態とそれぞれの人件費の傾向について、直接関連付けて分析したものはない。加えて、乗合バスの輸送人員が近年下げ止まっている<sup>13</sup>という現状もあり、事業環境の悪化や補助金の削減と人件費の圧縮の因果関係は、決して全国規模の定量的な分析によって確認されたものではない。

先行研究が、これまで一部の事業者や地域を絞った事例研究を除いては十分なデータを揃えての分析が行われていない理由としては、そもそも乗合バス事業の経営構造を分析するための基礎的なデータとなる国土交通省の統計データが、全国的な概括を示すための粗い粒度にとどまり、個票データをもとにした活用ができないことが大きい。例えば、国土交通省自動車局による一連の統計は、統計法上の公的統計の対象である「自動車輸送統計」において、輸送人員や走行キロ等の輸送実績を調査しているが、事業者の経営状況等は調査項目に入っていない。同局は、「自動車運送事業経営指標」として、道路運送法に基づく事業者から国への報告をもとに、事業経営の状況についても、全国の事業者からサンプリングした一部事業者の数値を集計し、公表しているが、あくまで全国的な動向や、各地方運輸局の管区別、または規制運賃の基準値となる標準原価計算に用いる地方ブロックレベルの動向を示すものとなっている。加えて、サンプリングに際しては、規模別に代表的な事業者を自動車局担当者が任意に選択する形式となっており、ランダムサンプリングの手法は用いられていない。また、地域別の集計においても、例えば、標準原価計算に用いる地方ブロックは、政策的な判断からかつては「東中国」「西中国」と分けていたブロックを、現在は「山陽」「山陰」に変更するなど、時系列的な連続性が確保されない形となっており、統計として信頼性が低いものとなっている。

こうした公開されている統計のデメリットを補うため、酒井（2020）は、国土交通省が標準原価の算定に用いるために事業者から受けている報告データの個票を用いての分析を実施したが、入手した個票データが単年度分のみであったため、相関分析を用いた大まかな傾向を示唆する程度の分析結果としかならなかった。

---

<sup>13</sup> 乗合バスの輸送人員は、昭和 45 年の延べ 100 億 7300 万人から、長期低落傾向にあり、平成 23 年には 41 億 1800 万にまで減少したが、以降は微増傾向にあり、平成 29 年では 43 億 4200 万人となっている。（国土交通省, 2019）

その後、酒井（2020）で使用した個票データに加え、その前年からの過去9年分、計10年間の個票が使用可能となった。このため、本研究では、これをパネルデータとして定量的に分析し、先行研究の結論を確認するとともに、新たに得られた論点については合わせて定性的な分析も行い、乗合バス事業の運転手の賃金がどのように決定されているのかを探り、併せて、現行の地域公共交通確保維持改善事業の効果についても評価を試みる。

## 第5節 乗合バス運転手賃金と貸切バス運転手賃金の比較<sup>14</sup>

乗合バス運転手は、貸切バス運転手としても働くことができ、相対的に労働負荷の軽い隣接市場である貸切バス<sup>15</sup>との奪い合いが人手不足の要因という指摘もある。そのため、乗合バス運転手の賃金水準を考える上では、貸切バス運転手の賃金水準がどうなっているかも重要な要素となり得る。

しかしながら、本論文で国土交通省より使用許可を得たデータは、乗合バスに限ったものであり、貸切バスについての同様のデータも公開されていない。そのため、乗合バスと貸切バス双方が同じ基準で比較されている公表データとして、国土交通省自動車局による「自動車運送事業経営指標」を用いて、双方の労働市場を比較することとする<sup>16</sup>。

---

<sup>14</sup> 第1章第5節の内容については、酒井（2020）の64頁から66頁の内容をほぼ再掲したもの。

<sup>15</sup> 乗合バスは、貸切バスに比べて厳密な定時性、小刻みな発進・停止や車内転倒事故防止のための細やかな運転技能が求められ、加えて、料金収受等の乗客対応も行う必要がある。一方で、貸切バスは、比較的まとまった休憩も取れるため、労働負荷が大きく異なる。例えば、高知県のバス事業者であるとさでん交通が減便の理由として人手不足の窮状を訴えた際には路線バスから貸切バスへの争奪があるとしている（とさでん交通，2018）。また、国土交通省の有識者会議においても、「バスの運転手不足が深刻。大型免許保有者が減少しているが、インバウンド向けの観光バスに流れている面もある」と意見されている（国土交通省総合政策局等，2018）。

<sup>16</sup> なお、これまで本論文で主に用いるデータにおける「給与額」とは異なり、「自動車運送事業経営指標」における「人件費」は、給与以外にも退職金や保険料等、事業者が人件費として支出するすべての経費を含んでいる。また、運転手以外の職種も含んだすべての被用者を「従業員」として一括して集計した数字であるため、運転手のみを切り出した数値ではない。また、乗合バスについては、規模別や地域別、民営・公営の別でそれぞれ集計しているが、貸切バスについては、地域をまたいだ営業も多く、また、基本的にすべて民営事業者であるため、全国一括の集計値しか公表していない。そのため、民営乗合バス事業者全体の集計値と貸切バス全体の集計値を比較することとした。

表 1 - 3 : 乗合バス事業と貸切バス事業の労働市場比較

	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
乗合バス 従業員1人当たり人件費(万円/年)	543.4	554.2	552.3	562.6
貸切バス 従業員1人当たり人件費(万円/年)	454.0	470.3	481.6	490.1
乗合バス 労働分配率(%)	99.12	99.52	99.95	96.59
貸切バス 労働分配率(%)	90.19	90.06	81.73	68.04
乗合バス 従業員1人当たり営業損益(万円/年)	-28.5	-29.0	-31.8	-13.3
貸切バス 従業員1人当たり営業損益(万円/年)	12.5	14.2	72.3	189.4
乗合バス 従業員1人当たり期末実在車両数(両)	0.65	0.64	0.64	0.64
貸切バス 従業員1人当たり期末実在車両数(両)	0.60	0.55	0.57	0.56

(資料出所：国土交通省自動車局 (2016, 2017) 「自動車運送事業経営指標」 より筆者作成<sup>17)</sup>

表 1 - 3 を見ると、従業員 1 人当たりの人件費では、乗合バスの方が貸切バスよりも高い。一方で、従業員 1 人当たりの営業損益は、貸切バスの方が高く、貸切バスが黒字なのに対して、乗合バスは赤字となっている。また、従業員 1 人当たりの労働分配率は乗合バスの方が高い。労働負荷の参考となる、従業員 1 人当たり何両の車両が割り当てられるかという点では、乗合バスの方が比較的多い結果となった。

乗合バスと貸切バスの人件費の差には、貸切バスはイベントなど繁忙期がはっきりしており、パートタイム・期間限定の乗務員が相対的に多いことが関係していると推測される。相対的に貸切バスの営業損益は高く、労働分配率と従業員当たり人件費は低い、これもパートタイム・期間限定の乗務員を活用しやすい事業の性質から来ているとも受け取れる。

そうだとすれば、乗合バス乗務員を貸切バス業界が好待遇で引き付けているかどうかの判断は、非正規雇用の問題をコントロールしたデータを待つべきであるし、「貸切バス事業との人材獲得競争が乗合バス事業の賃金上昇をもたらしている」かどうかは労働条件面に立ち入った判断が必要になる。そのため、本論文において、乗合バス事業に絞って、その賃金の状況について検討することは十分に有効であると考えられる。しかしながら、「自動車運送事業経営指標」で公開されているデータは、サンプリング数の少なさから、年次によって振れ幅の大きな数字が散見され、また、職種毎の人件費も集計していない等、分析する上でデータ上の様々な限界がある。貸切バス事業の人手不足もまた、インバウンドを中心とした観光業の成長を受けて進行していくと考えられることもあり、今後は、より詳細なデータを得て、乗合バス事業との相互の影響を分析していくことが必要となる。

<sup>17)</sup> 「自動車運送事業経営指標」は 2018 年以降発行が停止しているため、2017 年版が最新となる。



## 第2章 パネルデータによる定量的分析

### 第1節 分析に使用するデータについて

乗合バス事業者は、道路運送法に基づき、国土交通省に対して、定期的に様々な報告を行う義務がある。こうした報告は、紙媒体での提出も多く、全体を集計するには多大なコストを要する。また、事業者の経営状況等の企業秘密を扱うため、個票については、原則として公開されていない。したがって、酒井（2020）までの研究は、国土交通省が全体から一部を適宜抽出し、公表した集計を使用するか、関係者から許可を得てデータの一部の提供を受けて部分的な分析をするのみであった。

本論文では、酒井（2020）で使用した2016年度のデータに加え、2007年度からの過去9年分の計10年間における30両以上の車両を保有する乗合バス事業者の個票データ<sup>18</sup>を使用することが可能であったため、この個票データを基礎として各事業者の特性を別途調査し、分析を行うこととする。乗合バスについての先行研究においては、2002年のバス事業の参入・退出規制の緩和に合わせ、個票が非公開になって以降は、全国的な規模で個票を用いて、かつ、複数年度に渡るパネルデータとして分析を行った例はない。

本論文では、この個票データ（特に運賃の原価報告データを使用するため、以下「原価報告」という。）を使用し、運転手の賃金の分析を行う。本論文が使用の許可を得た原価報告は2007年度から2016年度実績の延べ2471事業者の個票データであり<sup>19</sup>、集計対象となる運転手は各年度約5万から6万人程度となることから全国で約8

---

<sup>18</sup> 当該データについては、国土交通省総合政策局公共交通政策部（許可を得た2018年当時）の有するデータであり、本論文の執筆及び公表にあたっては、個票データの情報保全、個々の事業者の特定が行われないように加工して発表すること、及び執筆・公表後のデータ消去を条件として、同部より許可を得て提供を受けた。そのため、本論文中の数値は、筆者が再計算を重ね、可能な限り計算ミス排除を努めたものではあるが、第三者の検算が行うことができない性質のデータであるため、数値の正確性にも限界がある。しかしながら、個票によって地域や事業者の特性をより詳細に分析することは、今後の公共交通政策・研究の進展においても重要であると考え、本論文で使用することとした。

<sup>19</sup> 地域ブロック別に集計しているため、地域ブロックをまたがる事業者は、ブロック毎に1事業者として集計されている。事業者名等から同一事業者であることが確認できた場合は、それぞれのブロックの数値を合算し、かつ本社所在地のあるいずれかの地域ブロックに所在する事業者として扱った。（例えば、AブロックとBブロックに、Aブロックに本社の所在する同一の事業者と思われる $C_1$ と $C_2$ が存在する場合、 $C_1$ と $C_2$ の数値をそれぞれ合算した $C_3$ を作成し、Aブロックの事業者とし、 $C_1$ と $C_2$ を削除している。）また、データの一部に記載漏れがあり、分析に使用する各変数に欠損値が出る事業者は、当該欠損値の出る年度のみ、対象外としている。

万人の乗合バス運転手の大部分を対象としている<sup>20</sup>。

なお、前述の通り、原価報告は、事業者個別の財務状況等も含むデータであり、事業者を個々に特定可能な形でのデータ公表は行われていないため、本論文においても、個別の事業者の傾向を特定できない形で、筆者が個票を分類・集計したものを提示する。

## 第2節 パネルデータの分析に用いる変数について

まず、運転手の賃金の代理変数を検討する。原価報告においては、運転手や整備士といった職種別にそれぞれ「給与計」を計上している。これは事業者がその職種の職員全員に支給した給与、賞与、その他の手当の合計であり、退職金や厚生費といった事業者全体で一括して計上されているものを含まない。職種別に月毎に支給対象となったそれぞれの人数として「支給延べ人員」が計上されているため、「給与計」を「支給延べ人員」で除した数値を月間の「給与額」と呼び、運転手の賃金の代理変数とする。これを以下の研究で被説明変数として分析する。

運転手の給与額  $W$  (千円/月) = 運転手の「給与計」 / 運転手の「支給延べ人員」

次に、賃金に影響を与えていると考えられる各種の説明変数について、検討する。

乗合バス運転手の賃金が人手不足にも関わらず、低く留まっている原因については、バス事業者の業界団体である日本バス協会も「運転者の確保育成が喫緊の課題」としつつ、「地方部を中心に厳しい経営状況が続いている中で、雇用の維持・確保は最重要課題である。これまでに引き続き、中長期的な視点に立った適切な総額人件費管理を徹底していく必要」があるとして、厳しい経営状況を理由として人件費を抑制的に管理すべきとしている。(日本バス協会, 2018)

乗合バス事業者の経営環境と賃金上昇の関係については、次のように考えられる。業務継続のための人手も不足している場合、事業者の経営が良好であれば、事業者は賃金を引き上げるであろう。次に、経営状態が良好でないが事業者の規模が大きく、人手充足で収益が改善する見込みであれば、借入れや内部補助によって賃金を引き上げるであろう。

すなわち、先行研究や日本バス協会の主張の背景には、乗合バスの運転手が個人事業主ではなく、バス会社に属する被用者の立場であるという点、また、歩合制の給与体系が採用されているタクシー運転手と異なり、バス運転手は、その技量によっては大きく賃金水準が変動することはないという点から、雇用する事業者の経営判断にその賃金水準が左右されると予測されることがある。

---

<sup>20</sup> 日本バス協会の2014年度の集計で乗合バス運転手の総数は8万4325人(日本バス協会, 2017)。

乗合バス事業の経営力・経営余力の低迷こそが運転手賃金の低迷の要因であるとするれば、事業者の現時点の経営状況が良好な場合又は事業者の規模が大きい場合に当該事業者に属する運転手の賃金は、そうでない場合より高くなっていると予想される。こうした主張が正しい場合、採るべき対策としては、乗合バス事業の経営力の強化であり、例えば、事業者統合による経営効率化などを促進することがそのまま運転手賃金の上昇に繋がると期待される。

以上の論点を検証するため、事業者の経営力・経営余力の代理変数となる項目を探る。事業者の経営状況については、乗合バス事業の原価である「運送費用」と運賃等の「運送収入」が、原価報告でそれぞれ計上されている。この「運送費用」と「運送収入」の差額である「収支差」では、事業者の規模に連動してしまい、後述する事業者の規模を示す変数との多重共線性が発生してしまうおそれがある。そのため、収入から費用を除した「収支率」として事業者の経営力の代理変数とする。この場合の運送収入には、補助金は算入されていない。近年の乗合バスへの補助制度が頻繁な変更さらされていることも踏まえ、一旦、補助金を算入せずに、収支率を算出することとする。

$$\text{運送収支率 } R (\%) = \text{「運送収入」} / \text{「運送費用」}$$

次に、長期的な固定費用となる人件費の高低を左右するのは、一時的な事業の経営状態ではなく、むしろ長期的な事業者の経営余力である可能性を考慮し、事業者規模の代理変数について検討する。この点は、これまで、国土交通省の統計においても、事業者を規模別に区分する際にはその保有する車両数を指標としてきたことから、報告の期末における保有車両数である「期末実在車両数」を用いることとする。

$$\text{事業者の規模 } S (\text{両}) = \text{「期末実在車両数」}$$

また、経営余力については、事業者がより大きな企業グループの一員である場合、当該親元となるグループの経営余力をもって、自らの経営余力と見なす可能性も考えられる。そのため、個票の事業者名等の情報に基づき、筆者が調査した範囲で、JR、大手民鉄<sup>21</sup>、その他地域を横断して複数の交通事業者を傘下におさめる全国規模のグ

---

<sup>21</sup> 事業者名に JR の名称を含み、JR 各社のバス事業者であると推定される事業者を JR グループに属する事業者と推定した。また、国土交通省鉄道局の統計において、「大手民鉄」とされている東武、西武、京成、京王、小田急、東急、京急、相鉄、名鉄、近鉄、南海、京阪、阪急、阪神、西鉄の 15 の鉄道会社の名称を社名に含むか、または、出資比率等の公開情報から当該社のグループ企業とみなせる事業者を大手民鉄グループに属する事業者と推定した。また、それ以外のものとしては、国際興業、みちのりホールディングス、グリーンキャブ（本社東京）、日本交通（本社大阪）に属することが社名や出資比率等の公開情報から推定されるものを「全国グループ化事業者」

グループ企業の一部であると確認できたものについては「全国グループ化事業者」として、そうした全国グループには属さないものの、今般の個票において同一のグループに属すると確認できる複数の事業者が同一の地域ブロックに存在するものについては「地域グループ化事業者」として、整理した。この両者いずれかに属するものについて、「グループ化事業者」のダミー変数を付すものとする。なお、全国グループ化事業者と地域グループ化事業者については、同じグループ化事業者とはいえ、その背景とする経営余力が異なるとみられるため、その差異については、本論文の後段において検討する。

グループ化事業者か否か  $G$  = ダミー変数 (1 : 当該乗合バス事業よりも規模の大きい事業グループの一部であると確認できた事業者, 0 : 1 以外の事業者)

以上の代理変数は、運転手が被用者の立場にあることから使用者である事業者の特徴が運転手の賃金に影響を与えているとの仮説に基づくものである。一方で、本来賃金は、労働者の生産性に基づいて決定されるものであるとの原則に立てば、運転手の生産性についての代理変数についても検討すべきことになる。

「輸送人員数」は、乗合バス事業における人手不足と賃金の関係を分析した先行研究でも、乗合バス運転手の賃金に最も相関が高いと想定されてきた(阿部, 2018)。これは「運転手が何人の旅客を運ぶか」という数値であり、乗合バスの運賃が規制によって一定の金額になっているとイメージするなら、労働生産性の平均指標となる。この観点に立てば、バス運賃が規制によって上昇しない一方で、人口減少とともに利用者も減ることは、バス運転手の労働生産性が低下することに繋がるため、賃金も労働生産性に見合った低水準となっていると現状を説明できる(阿部, 2018)。他方で、乗合バス事業の運賃規制は、原価に適正利潤を加えた価格を上限とする上限運賃方式であり、また、車内広告収入等の運送雑収も路線の特性によって上下することから、「輸送人員数」以外の要素も労働生産性に影響する可能性がある。このことを確かめるため、10年間の原価報告データ全体において、次のような相関係数を算出した。ここで「期末人員」とは報告の期末における事業者が有する運転手の人数である。

運転手の月当たり給与額  $W$  との相関係数

「輸送人員」／運転手の「期末人員」 : 0.7284

「運送収入」／運転手の「期末人員」 : 0.4723

(「運送輸入」 + 「補助金計」)／運転手の「期末人員」 : 0.6670

車内広告収入等の運送雑収を含む運送収入を運転手ひとりあたりに換算すると、運転手あたりの輸送人員よりも給与額との相関は下がってしまう。補助金をそれに加え

---

としている。

ても、給与額との相関は輸送人員に及ばない。

以上の結果に先行研究との一貫性の観点も加え、運転手一人当たりの輸送人員を運転手の生産性の代理変数とする

$$\text{運転手一人当たりの生産性 } P \text{ (人)} = \text{「輸送人員」} / \text{運転手の「期末人員」}$$

また、労働の対価としての賃金の側面を捉えれば、労働負荷の強弱が賃金に影響を与えている可能性も考えられる。労働負荷の代理変数としては、運転手が年間でどの程度のサービスを提供したかを把握するため、乗合バスのサービス供給の代理変数として「実車走行キロ」を用いることとした。「実車走行キロ」は、バス車両が走行したキロ数のうち、特に回送等で営業を行っていないいわゆる「空車走行キロ」を除いた、実際に営業を行っている間の走行キロ数を指す。営業走行中においては、転倒事故の防止等の観点から慎重な加減速など特に神経の細かな運転を要求され、料金収受等の接客業務が頻繁に発生するため、回送時の走行キロを除いたほうが負荷の大きさを適切に測る数値になると考えられる。これを運転手の生産性と同様、運転手の「期末人員」で除したものを労働負荷の代理変数とする。

$$\text{運転手の労働負荷 } L \text{ (km)} = \text{「実車走行キロ」} / \text{運転手の「期末人員」}$$

また、個票に含まれた 2471 事業者のうち、235 事業者が、公営事業者である。公営事業者は、酒井（2020）で示した通り、運転手が基本的には現業公務員として扱われていることから、労働市場において、民営事業者とは大きく異なる立場にある。そのため、まずは、パネルデータ分析の対象を民営の 2236 事業者に絞って行うこととする。それぞれの記述統計量は表 2-1 の通りとなった。

表 2 - 1 : 各変数の記述統計量

	Min	1Q	Median	Mean	3Q	Max
運転手の 月当たり 給与額 W (千円)	48.22	277.71	318.57	330.51	371.51	663.64
運送収支 率 R (%)	0.2491	0.7122	0.9119	0.8638	1.0180	1.4423
事業者の 規模 S (両)	0.0	54.0	96.0	175.2	208.2	1957.0
運転手一 人当たり の生産性 P (人)	0.9608	24.8356	38.5780	44.8979	62.4014	200.4673
運転手の 労働負荷 L (Km)	2113	24839	32714	33392	39734	136972
	延べ対象事業者数		延べ全事業者数		割合 (%)	
グループ 化事業者 G	1546		2236		69.14	

(資料出所：原価報告より筆者作成)

### 第3節 パネルデータの定量分析

以下では第2節で抽出した項目を用い、運転手の賃金 W が決定される各被説明変数の影響を分析していく。

この研究は、従来活用されて来なかったデータから情報を引き出すものであり、仮説を立ててデータを収集していない。予備的な分析を重ねて、説明力の高い変数を絞り込んでいったものである。主な発見をまとめると、次の通りである。

**命題1** 乗合バス運転手の賃金に対しては、運転手一人当たりの輸送人員という運転手の労働生産性が最も大きな影響を与えている。

**命題2** 労働生産性をコントロールしたのち、事業の収支率は、賃金にマイナスの影響を与える。

**命題3** 労働生産性に加えて労働負荷（運転手一人当たりの実車走行キロ）を説明変数に加えた場合、符号が一定でなく有意性が認められないことがあるが、負荷

の影響が有意になるモデルではわずかにマイナスの影響が認められる。

命題4 大手グループに属することは、関連する他の変数との多重共線性を留保しなければならぬが、乗合バス運転手の賃金に対してプラスに働く傾向がある。

まず、ダミー変数である「グループ化事業者」Gを除いた推計式について、以下の通り分析を行った。

事業者 ID と年次による主体・時間固定効果モデルと変動効果モデルについて、ハウスマン (Hausman) 検定を行った結果、

$\text{chisq} = 71.935, \text{df} = 4, \text{p-value} = 8.857\text{e-}15$

となったため、主体・時間固定効果モデルを用いて分析した<sup>22</sup>。ただし、今回用いるデータは、10年間延べ2000事業者以上のパネルデータであるため、すべてのデータをプールし、時間と事業者それぞれの固定効果を除去した推定式（以下、「Pooled 推定」）<sup>23</sup>がしばしば高い説明力を示した。しかしパネル分析の過程で算出したブルーシュ・ペイガン (Breusch-Pagan) 検定が多くの場合低いP値を示し、異時点間の分散不均一が疑われることから、最終年次のデータのみで重回帰分析を行った結果（以下、「単年度推定」又は「2016年のみ Pooled 推定」）と対照した。そこで得られた係数の有意性や符号と、Pooled 推定の結果が一致するのであれば、異時点間の分散不均一による影響は小さいと評価できる。

なお、10年の間で統合や廃業、算入などもあり、また、報告対象となる保有車両30両の要件に該当したりしなかったりする年があるといったことから、事業者によってデータに存在しない年度もある。そのため、パネルデータとしてはアンバランスなものとなる。

【重回帰分析 2 - 3 - 1】： $Wit = \beta_0 + \beta_1 Rit + \beta_2 Sit + \beta_3 Pit + \beta_4 Lit + \beta_5 \mu_i$  (主体効果) +  $\beta_6 \mu_t$  (時間効果) +  $\varepsilon_{it}$   
(主体・時間固定効果モデル)

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定の結果は、 $BP = 8.8801, \text{df} = 4, \text{p-value} = 0.06417$  となった。

また、参考として、2000以上の事業者の主体効果をモデル化すると決定係数が大きく下がることになるため、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル<sup>24</sup>及び変動

<sup>22</sup> 統計ソフト R の plm パッケージを用い、within-twoways の主体・時間固定効果モデルで分析した。

<sup>23</sup> 統計ソフト R のデフォルトでの線形モデル (lm()関数) を用い、分析した。

<sup>24</sup> 統計ソフト R の plm パッケージを用い、Oneway (time) effect Within Model の時間固定効果モデルで分析した。

効果モデル<sup>25</sup>、最新年度である 2016 年のみ単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析 2-3-1】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 2-2 の通りとなった。

表 2-2：重回帰分析 2-3-1 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル (時間効果)	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.2280	-26.1150	-26.1500	-26.2000	-9.0480
	***	***	***	***	
規模 S	-0.0614	0.0218	0.0217	0.0215	0.0246
	*	***	***	***	.
生産性 P	0.5649	2.0644	2.0676	2.0720	1.8430
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0005	-0.0005	-0.0005	-0.0002
		***	***	***	
決定係数	0.052364	0.56942	0.56935	0.5685	0.5848
自由度調整済み決定係数	-0.078394	0.5669	0.56857	0.5677	0.5772

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

この結果は、命題 1・命題 2・命題 3 と整合的である。労働生産性（プラス）と運送収支率（マイナス）の賃金への説明力はいずれの推定式でも高く、Pooled 推定でのみ労働負荷は有意となり、符号はマイナスである。

先行研究である阿部（2018）も指摘するように、賃金への正の影響として、運転手の生産性が大きく影響しており、運転手が年間に輸送する輸送人員が 1 人増えるごとに、主体・時間固定効果モデルでは、ひと月当たりの賃金が 560 円程度、他のモデルであればより大きく千円単位で上昇することが予測される結果となった。

一方で、業界団体が主張するような経営状況の代理変数である運送収支率は、1% 上がるごとに逆に 44000 円以上も、他のモデルでも数千円の単位で月給が下がることを示す結果となった。経営状況が良いほど賃金が下がるということは考え難いが、人件費を適切に抑制することに成功した事業者ほど運送収支率が高くなる、という因果関係となっているという可能性が考えられる。ただし、単年度推定ではこの変数は

<sup>25</sup> 統計ソフト R の plm パッケージを用い、Oneway (time) effect Random Effect Model (Swamy-Arora's transformation)の時間効果による変動効果モデルで分析した。



有意性を失うことから、運送収支率と賃金の関係は時系列的に変化していて、年を追うごとに運送収支率の悪化と賃金上昇が全般的にみられるということも想定される。

また、規模については、1両増えるごとに60円程度とわずかながら下がるという負の影響が見られた。規模が大きいほどに賃金が下がるという因果関係については、後述する分社化によって本社機能に特化した事業者（車両台数を減らす一方で本社事務や高収益路線に集中する）の高賃金が影響している可能性がある。一方で、Pooled推定などの他のモデルでは規模は有意にプラスの結果となる場合もあり、明確な解釈が困難な変数となっている。

次にグループ化事業者であるか否かを示すダミー変数  $G$  を生成し、改めて重回帰分析を算出した。なお、【重回帰分析 2-3-1】と同様にハウスマン検定を行った結果、

$$\text{chisq} = 70.66, \text{df} = 5, \text{p-value} = 7.469\text{e-}14$$

となったので、主体・時間固定効果モデルを用いて分析した。その結果は以下の通り。

$$\text{【重回帰分析 2-3-2】 : } Wit = \beta_0 + \beta_1 Rit + \beta_2 Sit + \beta_3 Git + \beta_4 Pit + \beta_5 Lit + \beta_6 \mu_i + \beta_7 \mu_t + \varepsilon_{it}$$

(主体・時間固定効果モデル)

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 27.898, \text{df} = 5, \text{p-value} = 3.81\text{e-}05$$

となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析 2-3-2】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 2-3 の通りとなった。

表 2-3 : 重回帰分析 2-3-2 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル (時間効果)	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.7290	-32.9790	-32.9810	-32.9800	-12.7000
	***	***	***	***	
規模 S	-0.0591	0.0217	0.0216	0.0214	0.0240
	*	***	***	***	
生産性 P	0.5591	2.0333	2.0364	2.0410	1.8270
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0002
		***	***	***	
グループ化 G	7.3368	14.9970	14.9360	14.8400	9.1280
	*	***	***	***	.
決定係数	0.054814	0.57754	0.5774	0.5764	0.5883
自由度調整済み決定係数	-0.076154	0.57488	0.57645	0.5754	0.5788

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

運送収支率については、先に述べた通り、人件費を効率的に削減した事業者が結果的に高い運送収支率を達成しているということも考えられる結果となり、事業者の経営余力の賃金へのプラスの効果を与える証拠とはなり難いことはこの分析でも同様に示された。一方で、グループの一部である事業者がより大きな経営余力を有し、結果として、より高い賃金を払うことができるのではないかと、という仮定は、上記の結果から肯定できる。グループ化されている事業者は、そうではない事業者に比べ、7千円強、他のモデルではより大きく1万円を超える場合もある高い月給を運転手に支給している結果となった。グループ化の態様をより細かく見た以降の様々な推定結果で若干の留保がつくものの、この結果は命題4（大手グループに属することは、関連する他の変数との多重共線性を留保しなければならないが、乗合バス運転手の賃金に対してプラスに働く傾向がある）と整合的である。

その他の被説明変数に関していえば、生産性の一貫してプラスの影響及び事業者の規模の正負混在する結果や労働負荷の部分的なマイナスの影響は【重回帰分析 2-3-1】とほぼ同様の結果となった。

グループ化事業者にも、全国的なグループに加わっている事業者と、より地域的な規模でグループを形成している事業者とが存在する。グループの一部である事業者が

より大きな経営余力を有し、結果として、より高い賃金を払うことができるのではないかと、という仮定をさらに検証するため、「全国グループ化事業者」と「地域グループ化事業者」それぞれにダミー変数を付し、分析を加える。

全国グループ化事業者か否か GN=ダミー変数（1：全国グループの一部であると確認できた事業者，0：1以外の事業者）

地域グループ化事業者か否か GL=ダミー変数（1：地域グループの一部であると確認できた事業者，0：1以外の事業者）

表2-4：全国・地域グループ化事業者の記述統計量

	延べ対象事業者数	延べ全事業者数	割合 (%)
全国グループ化事業者 GN	1078	2236	48.21%
地域グループ化事業者 GL	468	2236	20.93%

(資料出所：原価報告より筆者作成)

【重回帰分析2-3-1】，【重回帰分析2-3-2】と同様にハウスマン検定を行った結果、

$$\text{chisq} = 71.429, \text{df} = 6, \text{p-value} = 2.081\text{e-}13$$

となったので、主体・時間固定効果モデルを用いて分析した。その結果は以下の通り。

$$\text{【重回帰分析2-3-3】} : \text{Wit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rit} + \beta_2 \text{Sit} + \beta_3 \text{GNit} + \beta_4 \text{GLit} + \beta_5 \text{Pit} + \beta_6 \text{Lit} + \beta_7 \mu_i + \beta_8 \mu_t + \varepsilon_{it}$$

(主体・時間固定効果モデル)

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 13.33, \text{df} = 6, \text{p-value} = 0.03809$$

となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析2-3-3】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表2-5の通りとなった。

表 2-5 : 重回帰分析 2-3-3 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル (時間効果)	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.7220	-36.6920	-36.6930	-36.6900	-17.4900
	***	***	***	***	
規模 S	-0.0587	0.0221	0.0220	0.0218	0.0245
	*	***	***	***	.
生産性 P	0.5586	2.0004	2.0029	2.0080	1.8010
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0002
		***	***	***	
全国 G GN	7.1461	18.9810	18.9370	18.8400	13.4400
	.	***	***	***	.
地域 G GL	7.9188	9.1314	9.0743	8.9510	2.5230
		**	**	***	
決定係数	0.054819	0.57984	0.5787	0.5787	0.5913
自由度調整 済み決定係数	-0.076697	0.577	0.5775	0.5775	0.5799

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

10%有意水準であるためあくまで傾向としてはあるが、同じグループ化事業者の中でも、全国グループ化事業者はそうでないものと比べて7千円強も高い賃金を支払う傾向があったのに対して、地域グループ化のダミー変数は、有意な水準の効果が見いだせなかった。地域グループの母数が少なく、事業者の主体効果に吸収されている可能性があるが、グループ化による経営余力の補強という効果は、全国規模の大手グループに加わってより明確になるということが示された。pooled 推定等の他の関連モデルでは、全国グループ化事業者ダミーのプラスの効果はより有意に、より大きく示されており、また、地域グループ化事業者の賃金への影響は同じく多くの関連モデルでプラスの効果が見られるものの、全国グループ化事業者の効果の半分以下にとどまっており、全国グループ化事業者についてはその大きな経営余力を活かし、賃金にプラスの効果を与えている可能性が示唆された。

一方で、規制緩和後の乗合バス事業では、分社化が人件費を抑制する手段として盛

んにみられたことが先行研究でも報告されている。そのため、グループ化事業者のうち、酒井（2020）と同様に、各事業者の個社名から有価証券報告書等を用いてグループ内で本社とそこから分社化された子会社について推定した。本社機能を有していると推定されるもの及び本社機能が鉄道等の他業種の親会社にあると推定されるものについては、乗合バス事業を取りまとめる本社に近い性質を有するものを本社、それ以外のグループ関連事業者を分社<sup>26</sup>として整理した。

本社事業者であるか否か  $HQ$  = ダミー変数（1：グループ化事業者のうち、本社機能を有していると推定されるもの及び本社機能が鉄道等の他業種の親会社にあると推定されるもののいずれかである事業者， 0：1以外の事業者）

分社事業者であるか否か  $BR$  = ダミー変数（1：グループ化事業者のうち、同一時点で同一グループ内に  $HQ$  を有するもので  $HQ$  以外のもの， 0：1以外の事業者）

表 2-6：グループ本社・分社事業者の記述統計量

	延べ対象事業者数	延べ全事業者数	割合 (%)
グループ本社 $HQ$	462	2236	20.66%
グループ分社 $BR$	1059	2236	47.36%

（資料出所：原価報告より筆者作成）

なお、【重回帰分析 2-3-1】～【重回帰分析 2-3-3】と同様にハウスマン検定を行った結果、

$$\text{chisq} = 72.131, \text{df} = 6, \text{p-value} = 1.493\text{e-}13$$

となったので、主体・時間固定効果モデルを用いて分析した。

$$\text{【重回帰分析 2-3-4】} : Wit = \beta_0 + \beta_1 Rit + \beta_2 Sit + \beta_3 HQit + \beta_4 BRit + \beta_5 Pit + \beta_6 Lit + \beta_7 \mu_i + \beta_8 \mu_t + \varepsilon_{it}$$

（主体・時間固定効果モデル）

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$BP = 32.645, \text{df} = 6, \text{p-value} = 1.227\text{e-}05$$

となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析 2-3-4】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 2-7 の通

<sup>26</sup>例えば、「A 鉄道」のバス事業子会社「A 鉄道バス」とさらにその「B 地域」の分社「A 鉄道 B 地域バス」があった場合、前者を本社、後者を分社と整理した。

りとなった。

表 2-7：重回帰分析 2-3-4 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル (時間効果)	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.4210	-31.0110	-31.0200	-31.0400	-12.5900
	***	***	***	***	
規模 S	-0.0569	-0.0006	-0.0007	-0.0009	0.0093
	*				
生産性 P	0.5563	1.9438	1.9459	1.9520	1.7590
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0002
		***	***	***	
G 本社 HQ	11.7990	43.3290	43.2850	43.1600	28.6800
	.	***	***	***	**
G 分社 BR	8.0314	6.9828	6.9445	6.8370	4.4620
	*	**	**	**	
決定係数	0.056224	0.60609	0.60595	0.6046	0.6023
自由度調整済み決定係数	-0.075097	0.60343	0.60489	0.6036	0.5912

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

先行研究の示す通り、グループ内でも本社と分社の間にはどちらも賃金への正の効果があるという傾向が認められるものの若干の差が見られた。グループ本社である事業者は、10%有意水準ではあるものの、他に比べて1万2千円弱高い賃金を支払っているが、分社である事業者は他と比べて8千円強高い賃金にとどまっている。本社事業者と分社事業者の差異が大きくなり、また、本社事業者の有意水準が低くとどまった原因としては、全国グループと地域グループの双方の本社・分社をともにまとめているため、小規模な地域グループの本社と大規模全国グループの分社といった事業者では本社と分社であっても前者より後者の方の賃金が高くなりやすいのではないかと、といったことも原因として考えられる。加えて、本社ダミーを付した事業者の総数が比較的少なく、主体毎の固定効果との多重共線性が影響した可能性も考えられる。ま実際、主体の固定効果をモデルから外した Pooled 推定等他

のモデルでは、本社ダミー変数の有意性は高くなり、また、分社の格差もより大きく現われている。

そこで、グループ化事業者に「全国・地域」「本社・分社」のそれぞれを組み合わせたよっつのダミー変数を付与した。

全国グループの本社事業者であるか否か NH=ダミー変数（1：全国グループの本社事業者，0：1以外の事業者）

全国グループの分社事業者であるか否か NB=ダミー変数（1：全国グループの分社事業者，0：1以外の事業者）

地域グループの本社事業者であるか否か RH=ダミー変数（1：地域グループの本社事業者，0：1以外の事業者）

地域グループの分社事業者であるか否か RB=ダミー変数（1：地域グループの分社事業者，0：1以外の事業者）

表 2-8：全国・地域グループ本社・分社事業者の記述統計量<sup>27</sup>

	全国グループ 本社 NH	全国グループ 分社 NB	地域グループ 本社 RH	地域グループ 分社 RB
延べ事業者数	294	779	168	280

（資料出所：原価報告より筆者作成）

なお、【重回帰分析 2-3-1】～【重回帰分析 2-3-4】と同様にハウスマン検定を行った結果、

$$\text{chisq} = 43.463, \text{df} = 7, \text{p-value} = 2.715\text{e-}07$$

となったので、主体・時間固定効果モデルを用いて分析した。

$$\text{【重回帰分析 2-3-5】} : \text{Wit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rit} + \beta_2 \text{Sit} + \beta_3 \text{NHit} + \beta_4 \text{NBit} + \beta_5 \text{RHit} + \beta_6 \text{RBit} + \beta_7 \text{Pit} + \beta_8 \text{Lit} + \beta_9 \mu_i + \beta_{10} \mu_t + \varepsilon_{it}$$

（主体・時間固定効果モデル）

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 37.382, \text{df} = 8, \text{p-value} = 9.79\text{e-}06$$

<sup>27</sup> 対等合併でグループ化した地域事業者等、本社とも分社とも整理していないグループ化事業者もあるため、グループ化事業者の総数と上記それぞれの区分とが一致しない場合もある。

となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析 2-3-5】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 2-9 の通りとなった。

表 2-9：重回帰分析 2-3-5 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル（時間効果）	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.5430	-30.8340	-30.8690	-30.9000	-17.3400
	***	***	***	***	
規模 S	-0.0568	-0.0087	-0.0088	-0.0090	0.0052
	*	.	.	.	
生産性 P	0.5638	1.8582	1.8626	1.8660	1.6950
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0001
		***	***	***	
全国 G 本社 NH	—	62.9080	62.8380	62.7800	41.8100
	—	***	***	***	***
全国 G 分社 NB	9.0330	9.3486	9.2818	9.2240	9.1990
	*	***	***	***	
地域 G 本社 RH	11.7400	21.9900	21.8900	21.8000	17.6100
	.	***	***	***	
地域 G 分社 RB	-15.6660	2.4210	2.3217	2.2370	-5.5440
決定係数	0.057152	0.62016	0.61963	0.6186	0.6104
自由度調整済み決定係数	-0.074587	0.61725	0.61826	0.6173	0.5958

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

全国グループ本社事業者については、今回対象とした 10 年間に於いて、グループ化、合併や統合等の変化が無い為、固定効果モデルにおいては変数から除外されている。しかしながら、その他のモデルでの結果とも合わせ、グループ化各事業者における賃金水準については、

全国グループ本社 > 地域グループ本社 > 全国グループ分社 > 地域グループ分社



という関係性が概ね観察できる。地域グループ分社においては、分析モデルによっては、賃金への負の影響が観察されるものもあり、グループ化は必ずしも賃金を上昇させるものとは限らないことが示唆され、むしろ、本社・分社の別がより重要な論点ではないかと考えられる。

以上、【重回帰分析 2-3-1】から【重回帰分析 2-3-5】の分析から、本節冒頭に挙げた5つの命題のうち、命題1から命題4までが導かれる結果となった。

**命題1 乗合バス運転手の賃金に対しては、運転手一人当たりの輸送人員という運転手の労働生産性が最も大きな影響を与えている。**

生産性については、ほぼすべての推定式で一貫して賃金への有意にプラスな影響が見られ、この点は、酒井（2020）も含めた先行研究の認識とも一致している。

**命題2 労働生産性をコントロールしたのち、事業の収支率は、賃金にマイナスの影響を与える。**

収支率については、酒井（2020）における単年度の相関分析では有意な傾向の見られなかった変数であるが、重回帰分析により生産性をコントロールした今回の分析結果では、一貫して給与額への負の影響が見られる。この点については、先述のように、経営効率の努力をしている事業者ほど賃金抑制に成功している結果として説明できる。そのことは、多くの乗合バス事業者にとって、人件費をどう抑えるかが極めて大きな課題となっていることを示している。

**命題3 労働生産性に加えて労働負荷（運転手一人当たりの実車走行キロ）を説明変数に加えた場合、符号が一定でなく有意性が認められないことがあるが、負荷の影響が有意になるモデルではわずかにマイナスの影響が認められる。**

労働負荷は、多くのモデル、特に主体・時間効果固定モデルにおいては、有意な水準の効果を示さなかった。また、有意な結果となったモデルにおいてはほぼすべてでわずかにマイナスの効果を示す結果となった。本来であれば労働に対する高負荷も、生産性と並んで高報酬をもって報われるべきものであるのに対して、そうならなかったことは、特に地方部で見られるような路線の距離が長い低収益路線を担当する運転手の賃金が低く抑制されているためではないかと考えられる。乗合バスは、道路渋滞や停留所での乗客の運賃支払い、乗降等の対応により、鉄軌道のような他の交通モードに比べて定時性が低くなる。路線の距離が長くなり、また、その間の停留所も増えると、定時性はさらに下がることとなり、当該路線の利便性を下げ、結果として客離

れを招くことになる。また、長大な路線は燃料費の高騰、回送も含めた運転手の拘束時間の延長による人件費の上昇等を招き、高コスト化する。こうした要因から地方部の長大路線の多くは低収益に苦しむこととなる<sup>28</sup>。運転手の生産性が賃金にプラスの影響を与えているのは、運行回数を増やせば増やすほど収益が増す都心部路線において運転手を市場で奪い合うインセンティブが増しているためと考えられるが、地方部の低収益な長大路線の運行を増加させるインセンティブが事業者には無い。そのため、生産性は高い都心部路線では賃金上昇が見られる一方で、生産性が低い地方部長大路線については賃金が抑制される。ここにおいて、生産性の低い地方部長大路線の労働負荷を、賃金上昇の要因として考慮する余裕は事業者には無いため、結果として労働負荷が高いことは、賃金上昇のインセンティブとはならず、むしろ労働負荷は低収益路線の代理変数となってしまい、賃金にマイナスの効果を与える場合があるものとなっているのではないかと考えられる。

#### 命題4 大手グループに属することは、関連する他の変数との多重共線性を留保しなければならぬが、乗合バス運転手の賃金に対してプラスに働く傾向がある。

事業者の収支率とともに、グループ化について一貫して、運転手給与額への影響が観察された。ただし【重回帰分析2-3-2】、【重回帰分析2-3-3】などでは有意性があった規模が有意性を失っているケースが見られる。規模とグループ化には賃金を説明するうえで多重共線性がみられる可能性がある。これが命題4に留保がついている理由である。

なお、規模については、主体・時間効果固定モデルの際には、生産性よりもわずかだが賃金への負の影響が見られるが、Pooled推定等の関連モデルでは有意性も正負の符号も一貫せず、明確な命題を示すに足る結果とならなかった。

グループ化の状況が賃金に大きな影響を与えていることや、グループ化事業者内においても、本社事業者と分社事業者に差異があることを踏まえると、本社機能に特化した事業者の期末実在車両数が0に近い数字になっている場合があることが影響しているのではないかと考えられる。すなわち、本社機能に特化して、実際の乗合バスの運送事業は行わない事業者や行ったとしてもごく一部の高収益路線に限られる事業者などがそうした本社機能・黒字路線に特化した故に高い賃金を支払っている場合、規模が小さくなるほど賃金が高くなるという分析結果になったのではないかと考えられる。そのため、この場合、規模を縮小すれば賃金が高くなる、と

---

<sup>28</sup> 乗合バス事業規制緩和後の2001年度以降の5年間で最も廃止路線の延長キロが長かったのは、規制緩和直後の2002年であり、これは、市町村境をまたぐ路線のみに国庫補助対象が絞られ、市町村内で完結する長大路線の多くが国庫補助なしでは立ち行かなくなったためであると田中(2009)が指摘していることは、地方部長大路線の低収益性の傍証のひとつと言える。

いう政策介入の可能性を示唆するのは因果関係を誤ることとなる。

なお、グループ化のダミー変数については、大手グループであればより規模が大きいたるが見込まれるという観点で、特に規模との多重共線性が懸念された。そのため、特に命題4の論点に重要な【重回帰分析2-3-4】及び【重回帰分析2-3-5】については、規模の変数のみを除外した分析を表2-10及び表2-11のとおり、再度実施し、検証した。結果、規模とグループ化関連のダミー変数の多重共線性が結論に大きな影響を与えてはいないことを確認している。

表2-10：規模Sを除外した重回帰分析2-3-4及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル(時間効果)	Pooled 推定	2016年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.6730	-30.9250	-30.9250	-30.9200	-13.9200
	***	***	***	***	
生産性 P	0.5782	1.9412	1.9434	1.9480	1.7940
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0002
		***	***	***	
G 本社 HQ	13.8390	43.2390	43.1770	43.0400	30.2500
	*	***	***	***	**
G 分社 BR	7.7809	7.0107	6.9698	6.8770	4.1220
	*	**	**	**	
決定係数	0.054273	0.60609	0.60591	0.6046	0.6016
自由度調整済み決定係数	-0.07677	0.6036	0.60502	0.6037	0.5924

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 2-11：規模 S を除外した重回帰分析 2-3-5 及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル (時間効果)	Pooled 推定	2016 年のみ Pooled 推定
収支率 R	-44.7960	-29.8360	-29.8740	-29.8700	-17.9800
	***	***	***	***	
生産性 P	0.5857	1.8247	1.8320	1.8320	1.7130
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0001
		***	***	***	
全国 G 本社 NH	—	61.0580	60.8680	60.8700	43.0300
	—	***	***	***	***
全国 G 分社 NB	8.7844	9.8139	9.7039	9.7040	8.9910
	*	***	***	***	
地域 G 本社 RH	13.7790	21.5540	21.3530	21.3500	17.9800
	*	***	***	***	
地域 G 分社 RB	-15.9560	2.6368	2.4592	2.4590	-5.6640
決定係数	0.055205	0.61968	0.61813	0.6181	0.6102
自由度調整済み決定係数	-0.076258	0.61694	0.61693	0.6169	0.5975

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

#### 第 4 節 重回帰分析と相関分析との比較

酒井 (2020) では、本論文で使用したものとほぼ同様のデータの単年度分 (民営 246 事業者) をもとに、運転手賃金への説明変数となり得る各事業者の指標の相関係数をとって分析している。

その結果、運転手 1 人当たりの輸送人員数や運送収入の指標はそれぞれ給与額と強い関係性をうかがわせ、雇用する側の事業者 1 者当たりの指標においても、輸送人員数に関連するネットワーク輸送効率が比較的高い相関関係を示しているとして、「雇用する事業者側の要素ではなく、被用者である運転手側の要素が大きいことは、乗合バス運転手の労働市場が、労働を供給する側である被用者側の優位となっていることをうかがわせる。すなわち、人手不足が進み、事業者間での運転手の奪い合いが起こる中で、事業者の規模や収支上の余裕とはあまり関係なく、生産性の高い路線から順

に、運転手を確保する必要性や緊急性の度合いに応じて、給与額の高低が決定されているのではないかと推測される」としている。

本論文で使用する10年度分のデータで改めて酒井（2020）と同様の変数について運転手賃金との相関係数を取り、また、酒井（2020）では使用されていないが、本論文で説明変数として用いた労働負荷と補助金依存率の2つの変数についても追加し、その上で上記の重回帰分析の結果と比較検討を行う。

運転手賃金（月給）との相関係数（カッコ内は酒井（2020）における単年度の値）

**【運転手1人当たりの指標】**

- ・ 輸送人員数：0.747002 (0.782539)
- ・ 運送収入（補助前）：0.452853 (0.750891)
- ・ 運送収入（補助後）：0.673148 (0.716214)
- ・ 労働負荷（運転手当たり実車走行キロ）：-0.12191

**【事業者1者当たりの指標】**

- ・ 期末実在車両数：0.428621 (0.490673)
- ・ 運送収支率（補助前）：0.463621 (0.463969)
- ・ 運送収支率（補助後）：0.211953 (0.245284)
- ・ ネットワーク輸送効率：0.679194 (0.730466)
- ・ 補助金依存率：-0.46079

酒井（2020）での結果と同様、運転手一人当たりの輸送人員が最も高い相関を示しており、この点は、同じ指標である生産性Pが一貫して賃金にプラスの影響を与えていた重回帰分析の結果とも一致する。

運転手一人当たりの運送収入については、補助前の相関係数が、酒井（2020）の単年度の分析の際よりも大きく落ち込んでおり、むしろ補助後の相関係数が高くなっている。酒井（2020）においては、補助後の相関係数が補助前の相関係数より低くなっていることが補助政策の効果に疑問を呈する結果として示唆されていたが、10年分の相関係数で見れば、むしろ運転手を雇用する際に事業者は、補助金も含めた上で運転手を必要とする路線の収支を判断しているのではないかと補助政策の賃金に対する一定の効果が推測される結果となった。

労働負荷については、相関係数ではマイナスの値となっており、労働負荷が高い路線はむしろ賃金が低い、という結果を示唆することとなった。これは、本論文の重回帰分析においても、労働負荷の影響が有意となるモデルではその賃金への効果はマイナスとなっている点と整合する。

事業者1者当たりの指標については、相対的に低い相関係数となっているが、その中では、酒井（2020）の結果と同様、ネットワークの輸送効率が最も高い相関を

示している。しかしながら、重回帰分析の結果も踏まえれば、こうした事業者1者当たりの一見高く見える相関は、事業者の性質や立地に左右される割合が大きく、特に輸送効率については、事業者の経営力や改善努力ではなく、既得のネットワークが都市部にあるが故に過ぎず、それ故に賃金もまた高い水準となる可能性が重回帰分析から見て取れる。また、収支率の賃金のマイナスの影響については、相関分析からは見て取れず、補助金依存率の賃金へのプラスの効果もまた、逆の相関となってしまう。この点は、本論文の単年度推定の結果と整合する結果となっている。

## 第3章 補助制度の分析

### 第1節 公的補助と賃金の関連についての定量分析

前節で収支率が示した賃金へのマイナスの効果は、現在の政府の補助政策を評価する上では特に重要な論点となる。政府の補助政策は、公的補助を受給する事業者に対して、生産性を向上させて収支率を改善し、補助金額を減額、いずれは黒字化による補助金からの脱却を図るよう促すという方向性で進んでいる。政府がおそらく想定していたのは、路線網の再編などによるサービスの適正化・効率化だったと考えられるが、実際には、人口減少が全国的に進む中では、そのようなサービスの見直しによって事業そのものを改善できる事業者は多くはなく、ほとんどは固定費の大半を占める人件費の抑制に走ったのではないかと、という状況が、第二章の定量的な分析からも推測される。そして、そのことが、業界全体の人件費抑制とそれによる人手不足へと繋がっているのだとすれば、人口減少のような事業者の努力の外にある事象を顧みず、全国一律に定量的な収支率改善を求めてきた現在の政策の副作用ではないかとも考えられる。

一方で、「経営能力の高い事業者ほどうまく賃金を抑えている」という仮定が正しいとするならば、公的補助金を受ける能力もまた、そうした経営能力の一環と見なせる可能性がある。その反面、事業の赤字を補填する補助金については、業者の経営能力向上のディスインセンティブとなるという批判も少なくない。

そのため、公的な補助政策と乗合バス事業の関係性についての新たな命題を立て、乗合バス事業者の多くが通常の経営収支に加え、公的補助による収益を加えることで事業を黒字化している点を鑑み、第2章の分析に公的補助を加え補足的に分析を試みる。

なお、原価報告の補助金の項目には、国庫補助や自治体補助、公営事業者への赤字補填、車両購入補助など小分類が存在する。ただし、今回の分析に関しては、そうした小分類をすべて一括して公的補助として扱う。これは、それぞれの原価報告の集計において、国庫補助と国庫補助に連動している自治体補助と自治体単独補助がどのように算定されているか、運行費補助のような毎年度の補助と設備投資支援のような単年度補助がどのように切り分けられているか、統一的な整理がなされていないと見られ、特に集計単位である地域ブロック毎で異なる小分類も見られるなど、小分類を全国統一的に整理し、分析することが困難だったためである。

**命題5** 公的補助への依存度合いは、賃金にプラスの方向で影響を与えている。ただし、運賃収入が極めて少ない地方部小規模事業者では、補助金依存率が極めて高い一方で、賃金が低くなる可能性もあり、地域や事業者属性をより詳細に整理した分析で確認する必要があるという留保を要する。

第二章で分析に用いた収支率 R には、公的補助金を含まずに算出しているが、R に公的補助金を加えた以下の指標 RG で、同様に算出した。

$$\text{補助金込みの収支率 RG} = \text{「運送収入」} + \text{「補助金合計」} / \text{「運送費用」}$$

ハウスマン検定の結果は、

$$\text{chisq} = 62.149, \text{df} = 6, \text{p-value} = 1.645\text{e-}11$$

となったため、主体・時間固定効果モデルを用いて分析を行った。

$$\begin{aligned} \text{【重回帰分析補足 1 - 1】} : \text{Wit} = & \beta_0 + \beta_1 \text{RGit} + \beta_2 \text{Sit} + \beta_3 \text{HQit} + \beta_4 \text{BRit} + \beta_5 \text{Pit} \\ & + \beta_6 \text{Lit} + \beta_7 \mu_i + \beta_8 \mu_t + \varepsilon_{it} \\ & \text{(主体・時間固定効果モデル)} \end{aligned}$$

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 42.776, \text{df} = 6, \text{p-value} = 1.292\text{e-}07$$

となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析補足 1 - 1】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 3 - 1 の通りとなった。



表3-1：重回帰分析補足1-1及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル(時間効果)	Pooled 推定	2016年のみ Pooled 推定
補助金込み収支率 RG	-12.6140	-29.4870	-29.5430	-29.6500	11.2800
		**	**	**	
規模 S	-0.0584	0.0005	0.0004	0.0002	0.0111
	*				
生産性 P	0.4997	1.8400	1.8427	1.8480	1.6630
	***	***	***	***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0002	-0.0001
		**	**	**	
G 本社 HQ	11.8280	41.9040	41.8420	41.7200	28.1300
	.	***	***	***	**
G 分社 BR	8.2937	6.2378	6.1854	6.0850	3.5700
	*	**	**	**	
決定係数	0.045577	0.60413	0.60393	0.6027	0.6018
自由度調整済み決定係数	-0.087225	0.60146	0.60287	0.6017	0.5907

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

収支率 R を、公的補助金を加えた RG にした場合、主体・時間固定効果モデルでは、RG の有意性が失われる結果となった。他のモデルでは、第二章の分析と大きな傾向の変化は見られなかったが、有意性は落ちる結果となっている。事業の赤字収支を補填する形を原則とする公的補助が加わった後の収支率は、赤字事業者に関して言えば、おおむね 100% に近づく形となるため、収支率に公的補助を加えるだけでは、単に収支率の説明力を落とす結果となってしまったと考えられる。

なお、第二章の分析と異なるもうひとつの点としては、規模の説明力も落ちている点である。この点は、規模が、事業者が賃上げできない余裕の無さを表す変数として機能していると考えられるところ、補助金を加えてもなお赤字となる事業者はより余裕が無いという点で規模の変数が持っていた説明力を代替している可能性が考えられる。

以上のように、単純に公的補助を収支に加算しただけでは、補助政策の賃金への影響を図ることが難しいため、以下のような説明変数を用いて分析を試みた。

$$\text{補助金依存率 GR} = \text{「補助金合計」} / \text{「運送収入」} + \text{「補助金合計」}$$

ハウスマン検定の結果は、

$$\text{chisq} = 68.947, \text{df} = 6, \text{p-value} = 6.722\text{e-}13$$

となったため、主体・時間固定効果モデルを用いて分析を行った。

$$\begin{aligned} \text{【重回帰分析補足 1 - 2】} : \text{Wit} = & \beta_0 + \beta_1 \text{GRit} + \beta_2 \text{Sit} + \beta_3 \text{HQit} + \beta_4 \text{BRit} + \beta_5 \text{Pit} \\ & + \beta_6 \text{Lit} + \beta_7 \mu_i + \beta_8 \mu_t + \varepsilon_{it} \\ & (\text{主体・時間固定効果モデル}) \end{aligned}$$

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、 $\text{BP} = 43.874, \text{df} = 6, \text{p-value} = 7.831\text{e-}08$  となった。

また、参考として、時間効果のみを固定した時間効果固定モデル及び変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析補足 1 - 2】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関モデルの結果概要は、表 3 - 2 の通りとなった。

表3-2：重回帰分析補足1-2及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	時間固定効果モデル	変動効果モデル(時間効果)	Pooled 推定	2016年のみ Pooled 推定
補助金依存率 GR	36.5438	19.9910	19.8050	19.3100	17.2900
	***	*	*	*	
規模 S	-0.0576	0.0012	0.0012	0.0010	0.0097
	*				
生産性 P	0.5130	1.8548	1.8564	1.8610	1.7560
	***	***		***	***
負荷 L	0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0002
		***		***	
G 本 社 HQ	11.2100	43.0330	42.9810	42.8400	28.8900
		***	***	***	**
G 分 社 BR	7.4771	5.9186	5.8746	5.7540	4.2970
	*	**	*	*	
決定係数	0.049665	0.60346	0.60331	0.602	0.6026
自由度調整済み決定係数	-0.082568	0.60078	0.60224	0.6009	0.5916

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

補助金依存率を収支率に替えて変数に加えるとグループ本社化の影響以外は概ねこれまでの分析と同じ傾向となった。しかし、補助金依存率は1%上がると、4万円近く賃金が上昇するというこれまでの賃金へのプラスの効果の中でもっとも大きな影響を示した。その他の関連モデルでは、補助金依存率は賃金にプラスの効果を与える点では変わらないが、有意性が低下し、単年度推定では有意性が失われる結果となっている。この点は、第二章における収支率と賃金の関係と似ており、補助金依存率の上昇と賃金の低下は時間とともに進行している傾向であると考えられる。

主体・時間固定効果モデルの結果をもとにすれば、時間効果と主体効果を排除した結果、補助金依存率が賃金に与える影響が大きく出たことは、補助金に依存する傾向を事業者が深めれば深めるほど運転手の賃金は上昇するという可能性を示している。補助金依存率が収支率とほぼ真逆の効果を示していることから、収支が厳し

い事業者ほど補助金への依存が高まる傾向が見て取れる。このことは、また、補助金を獲得する努力と通常の経営改善努力とが異なる可能性も示している。補助金に依存する事業者とは、通常の経営改善努力はあまりせず、公的補助の獲得に腐心する、一般的に言えば、「補助金に甘えた」事業者ということになるが、こと賃金に関していえば、経営改善を図り、結果として人件費圧縮に努めてしまう事業者に比べて、高い水準の賃金を確保している事業者でもあることになる。

## 第2節 乗合バス事業への国庫補助制度

前節の分析結果を詳細に解釈する上で、近年の乗合バスへの国庫補助政策の方向性を整理する必要がある。

なお、本来、乗合バス事業への公的補助には国庫補助以外にも自治体補助が存在する。しかし、前節冒頭でも述べた通り、本論文の使用した原価報告が、国庫補助とそれに連動する自治体のいわゆる協調補助と、自治体単独の判断で支出される補助を切り分けられていないものであるため、また、本論文が全国的な分析を図るものに対して、自治体特に市町村レベルにおいて地域ごとに様々な補助の在り方が存在する乗合バス事業への自治体単独補助を全国統一的に整理することが困難であるため、そして、自治体単独補助の要綱は、ほとんどの場合、国庫補助の要綱を参照して作成され、その考え方や支出の規模は常に国庫補助制度に大きな影響を受けることから国庫補助制度の概要や変遷を見ることで自治体補助の態様もおおむね同様であろうと想定することができるため、本章では国庫補助制度に絞っての分析を行うこととする。

2011年度以降の乗合バスに対する国庫補助の主力である地域公共交通確保維持改善事業は、

- ・バス交通や離島航路・航空路といった生活交通の確保維持を支援する地域公共交通確保維持事業
- ・鉄道駅等のバリアフリー化、公共交通の利用環境改善、地域鉄道の安全性向上などを支援する快適で安全な公共交通の構築を図る地域公共交通バリア解消促進等事業
- ・地域公共交通ネットワーク形成に向けた計画等策定の後押しである地域公共交通調査等事業

の3つに大別される<sup>29</sup>。

このうち、ふたつ目は、施設や車両のバリアフリー化を支援する事業であり、また、みつつ目は、主として自治体の調査・計画策定を支援する事業であるため、乗合バス

---

<sup>29</sup> [https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei\\_transport\\_tk\\_000041.html](https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei_transport_tk_000041.html)

の日々の経営にもっとも影響を与えるのは、ひとつめの地域公共交通確保維持事業となる。その地域公共交通確保維持事業は、乗合バス事業の路線単位の赤字欠損補助、車両購入の補助、そして離島への特別の支援のみつつにさらに分けられる。

表 3-3 地域公共交通確保改善維持事業の内容構成

地域公共交通確保維持改善事業	地域公共交通確保維持事業	赤字欠損補助（系統単位）
		車両購入補助
		離島への特別支援
	地域公共交通バリア解消促進等事業	
	地域公共交通調査等事業	

（資料出所：要綱本文から筆者作成。）

車両購入に対する補助も、車両設備の更新時期や頻度という観点で乗合バス事業への影響は少くない。一方で、運行本数やルートなどの日々のサービスや運転手人件費のような恒常的な経費の在り方に影響を最も強く与えるのは、路線<sup>30</sup>単位の赤字欠損への補助である。

路線単位の赤字欠損補助について交付の詳細を定める「地域公共交通確保維持改善事業費補助金交付要綱」（以下要綱）は、2011年3月末の制定以降、ほぼ毎年改正されているが、大きな枠組みについては、ほとんど変更されていない。よって、以下当該要綱に沿って、路線単位の赤字欠損補助について内容と改正経緯を概括する<sup>31</sup>。

「地域公共交通確保維持事業」の補助を受給するにあたっては、自治体等を通じて、まず、生活交通確保維持改善計画を策定し、当該計画に運送予定者として記載されることが必要となる。生活交通確保維持改善計画は3年を計画期間として作成されるが、要綱に定める条件を満たすものでなければならない。この研究にとって重要な点を抜き出すと表3-4の通りである。

<sup>30</sup> なお、要綱等においては、原則「路線」ではなく、「系統」の語が用いられている。これは、「路線」の場合、走行ルートを指す場合もあるのに対して、当該ルートをどのように走行するかも含めたひとつの運行サービスとしてより正確な概念が「系統」となるためである。本論文においては、「路線」と「系統」を定められたひとつの運行サービスの単位として同義として扱い、より一般的な用語である「路線」を用いているが、要綱の抜粋やその要件の解説においては、「系統」を用いる場合がある。また、「路線」が「系統」と異なる文脈で走行ルートのみ概念として用いられる場合、本論文においては、原則「区間」を用いる。

<sup>31</sup> <https://www.mlit.go.jp/common/001327953.pdf>

表3-4 生活交通確保維持改善計画の満たすべき要件と対応する要綱概要

	概要	要綱の対象条項
目標・効果	地域公共交通確保維持事業に係る定量的な目標・効果を記述する	第7条第1項第2号
生産性を向上させる取組み	地域公共交通確保維持事業の生産性を向上させる取組（取組内容，実施主体，定量的な効果目標，実施時期及びその他特記事項を記述する。その際，特に，収支改善率1%以上を原則とする。	第7条第1項第7号
改善計画の添付，実施	3年ごとの計画策定に当たり，補助申請時点で実施中の計画期間とその前期，前々期について「定量的な目標・効果」の達成状況を評価し，前期，前々期から達成度合いが著しく悪い場合は2ヶ年の「改善計画」を策定し，その改善計画と実施結果を付して補助を申請する	第7条第5項，第6項

(資料出所：要綱本文から筆者作成。)

上記計画を策定した上で，計画に記載された補助対象路線に対して，補助対象経費，すなわち補助対象路線の運送費用から運送収入を差し引いた収支差の1/2までを国庫から補助することとなる。ただし，補助対象路線となる要件が多数定められていて，それらをひとつでも満たさない系統は補助が受けられないこととなる。

複数市町村を結ぶ地域間幹線系統と，その支線である地域内フィーダーでは要件が異なるが，一定基準以上の運行回数や輸送人数，路線が接続する地域や拠点などの沿線の地域特性など要件が細かく規定されている。また，補助対象経費についても，対象路線の運行経費の9/20を上限とすることや，競合路線が存在する場合や，乗車密度が一定より低い場合などに減額するための規定が設けられており，赤字路線補助とはいえ，赤字額の満額が補填されることは多くない。

なお2014年の地域公共交通の活性化及び再生に関する法律（以下「地域公共交通活性化再生法」）の改正によって自治体主導での計画策定を基本として地域公共交通の見直しを促すこととなったため，それに沿って申請した場合は補助金の上限が引き上げられる，フィーダー路線の新規性を要しないなどの優遇措置が付されている。2019年からの「地域公共交通協働トライアル推進事業」に基づく都道府県と市町村間の共同計画も優遇される。

こうした補助制度の大きな枠組み自体に変化がないものの、中でも、特に規模が大きくなりやすい地域間幹線系統を中心として、収支改善のインセンティブを与えるための制度改正が近年行われてきた。

2017年の要綱改正（2018年度予算から適用）により、生活交通確保維持改善計画を策定するにあたっては、補助対象系統における生産性向上の取組の検討を促し、検討結果として生産性向上の取組、営業収入増や補助系統の収支改善の数値目標（KPI）、取組スケジュール等の事項を計画に盛り込むよう指導が行われた（国土交通省総合政策局長・自動車局長「地域間幹線系統における生産性向上について」国総支第11号・国自旅第40号（平成29年4月28日））。

さらに2019年の要綱改正で、KPIが、「収支改善率1%以上」を原則にすると明確化され、また、継続的に収支が悪化した路線については、「改善計画」の策定・実施を行うこととし、「改善計画」の目標が未達となった路線については、補助対象から外すこととされた。（2020年度予算から基準年が開始され、実際に補助対象から外される路線が発生し得るのは2024年度からとなる。）

先に述べたように、2014年の地域公共交通活性化再生法を活用した計画においても同様の補助金の優遇が得られるのだが、ここでも「地域公共交通の活性化及び再生の促進に関する基本方針（平成26年総務省告示・国土交通省告示第1号<sup>32</sup>。以下「国基本方針」）」「地域公共交通網形成計画及び地域公共交通再編実施計画の策定の手引き（平成30年12月第4版）」「地域公共交通確保維持改善事業費補助金交付要綱」などにおいて、関係する事業者や自治体に対して収支率など効率性・生産性に関する数値目標を掲げ、向上させることが求められている。例えば「地域公共交通協働トライアル推進事業」として補助金を受ける要件には「形成計画に、公共交通の利用者数、収支率に加え、広域移動手段の確保、地域内交通と地域間交通との円滑な接続の確保等の観点からの目標値その他の定量的な目標値を記載すること」が含まれる（補助金交付要綱別表25（注）3イ）。

こうした収支率改善への補助制度と絡めたプレッシャーは、自治体・事業者ともに、赤字生活交通路線の「切り捨て」ともとられかねない効率化を招くおそれも国土交通省としても認識しており、国基本方針でも「公共交通利用者数の増加や採算性の向上といった公共交通の利用状況に関する目標は、その達成自体が地域の将来像の実現に直結するものではない点に留意し、これと併せて地域が目指す将来像の実現に貢献するような目標についても設定することが望ましい」（国基本方針二1（3））として収支率改善それ自体の目的化を牽制している。

地域公共交通再編実施計画の認定についても、収支改善効果を重視すべきとした文章の前段において、「公共交通ネットワークの再構築を行うことは、交通分野のみならず医療分野・環境分野等、幅広い波及効果が期待できます（クロスセクター効果）。

---

<sup>32</sup> 令和2年11月26日に改正が行われたが、本論文執筆時には改正前のものを参照した。

特に、再編実施計画の認定においては、それらの波及的な効果も含め総合的に判断がなされます」として収支率改善以外の幅広い効果にも一定の目配りを可能としている。

しかしながら、全体としては、現在の補助制度が創設された 2010 年以降、特に直近の補助政策は、補助を受ける乗合バス事業者、そしてそうした補助対象となる赤字路線を抱える地域の自治体に対して、収支改善による赤字の圧縮とそれによる補助額の減少を強く求めるスタンスとなっている<sup>33</sup>。

以上のように、補助金を受けるバス事業者は「何らかの方法によって収支率を改善すること」を近年ますます求められており、人手不足が運行収入に響く面があるとしても、人件費節約による収支率改善を求めざるを得ない状況にあることが制度分析の点からも見て取れる。

### 第 3 節 国庫補助制度がもたらす事業者へのインセンティブ

第 2 節で補足した制度分析を踏まえて、第 1 節の定量分析の結果は次のように解釈できる。

まず、収支率改善効果は、賃金に負の影響を与えている。そして、収支率改善の結果として達成されるべき事業者の補助金依存体質の脱却については、補助金依存率を高めた方が、むしろ運転手賃金が上がるという結果が示された。この点からさらに踏み込んでいえば、収支率改善によって補助金額を圧縮するという施策の方向性は、結果として、事業者の人件費抑制を進め、賃金の下落を招き、労働力確保をさらに困難にするものであると想定される。

ただし、運賃収入が極めて少ない地方部の赤字路線を有する事業者においては、賃金を上げる余力がない一方で、収入の大部分を補助金が占め、補助金依存率が高くなるという場合が少なくないと予想される。このため、事業者の主体効果をコントロールしないモデルでは、補助金依存率の有意性が下がる結果となっているのではないかと考えられる。

このことから、補助金依存が賃金にプラスの効果を有するという命題 5 については、例えば、補助金依存率が高すぎる過疎地域事業者を別にして分析する等、より地域・事業者特性を詳細に整理した分析による確認が必要という留保を付す必要がある。

---

<sup>33</sup> 収支率改善目標が補助金額の圧縮を大きな政策目的としていたことについては、2017 年の要綱改正に先んじて、同年 3 月末に国交省から示された改正素案が、補助対象経費の上限額を経常費用の 9/20 から 8/20 へと縮減するという補助対象赤字額の一律カットを主としたものであったことから推測される。この改正素案は、北海道バス協会の反対要望を契機に、自由民主党バス議員連盟からの要望等を受け、撤回されたが、引き続き、近年増加する補助額の縮減に取り組む必要はあるとのことで、生産性向上に向けた努力を求める指導が発出されるに至ったものである。(日本バス協会, 2018)



## 第4章 地域ブロック別の分析

酒井（2020）では、単年度のデータから、全国的な傾向と異なる地域を個別に分析し、グループ化が賃金を抑制する方向に働く場合もあり得る旨を指摘した。そのため、10年間分のパネルデータを地域ブロック別に分けて改めて分析することとする。

特に、命題4のグループ化について、酒井（2020）においては、地域の事業者のグループ化が地域労働市場を歪める可能性について示唆していたため、以下の命題を立てて、分析を進めていく。

**命題6 地域ブロックレベルまで下りて分析すると、必ずしも大規模グループに属することが賃金へプラスに働かない。**

21の地域ブロックのうち山陽と山陰の2つの地域ブロックは、一時期ブロック境界を変更して東中国と西中国という区分の地域ブロックだったため、これを別のブロックとして扱い、計23地域ブロックについて、まず、ブロック内の事業者が全国又は地域グループに属している比率と運転手の平均給与額、及び全国グループに属している比率と運転手の平均給与額を比較した。

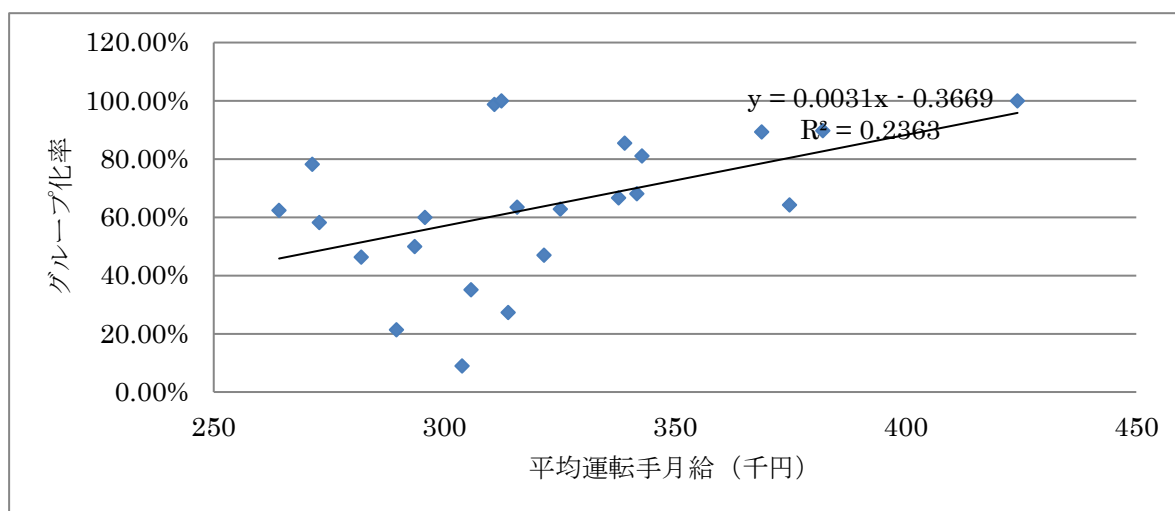
表4-1 地域ブロック別賃金と事業者特性の比較

ブロック	月給平均	全国グループ化率	グループ化率	分社比率
A	424.2606	100.00%	100.00%	67.50%
B	382.0197	88.32%	89.78%	42.15%
C	374.831	29.46%	64.29%	90.91%
D	368.8135	89.30%	89.30%	85.03%
E	342.8457	38.58%	81.10%	100.00%
F	341.7313	68.13%	68.13%	69.35%
G	339.1051	85.42%	85.42%	36.59%
H	337.7687	11.11%	66.67%	100.00%
I	325.1752	17.14%	62.86%	100.00%
J	321.6096	0.00%	47.00%	0.00%
K	315.7639	9.66%	63.45%	50.00%
L	313.8601	0.00%	27.27%	0.00%
M	312.3537	100.00%	100.00%	100.00%
N	310.8246	98.78%	98.78%	75.31%
O	305.7629	35.09%	35.09%	50.00%
P	303.8231	9.00%	9.00%	100.00%
Q	295.7643	17.14%	60.00%	50.00%
R	293.5824	0.00%	50.00%	0.00%
S	289.6309	21.43%	21.43%	100.00%
T	281.9828	0.00%	46.30%	0.00%
U	272.8975	8.79%	58.24%	100.00%
V	271.3446	57.87%	78.17%	84.21%
W	264.1743	62.39%	62.39%	72.60%

(資料出所：原価報告より筆者作成)

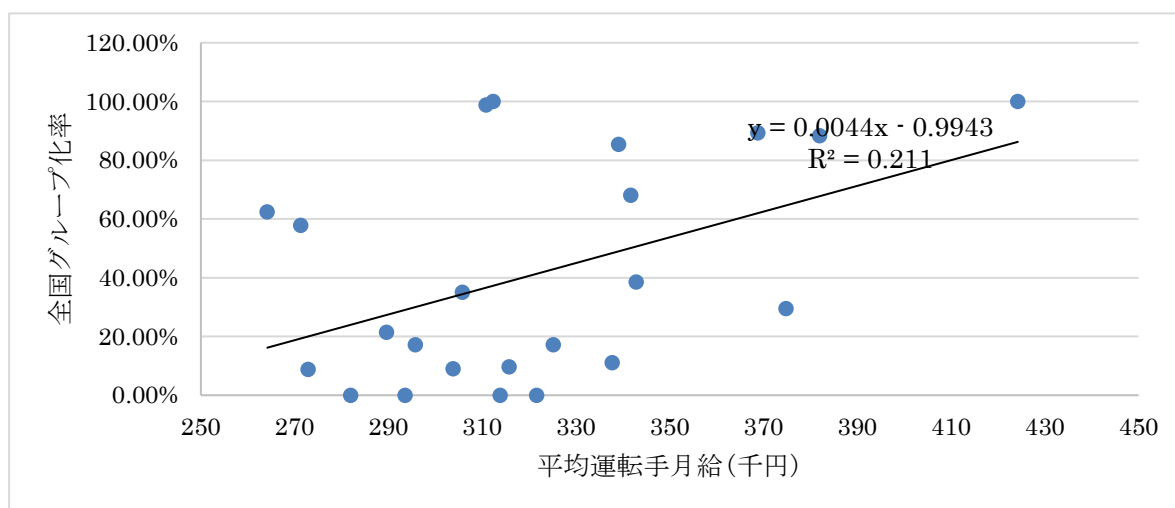
上記のデータをそれぞれ散布図にプロットしたものが図4-1及び図4-2となる。

図4-1 グループ化率とブロック別平均運転手月給の関係



(資料出所：原価報告より筆者作成)

図4-2 全国グループ化率とブロック別平均運転手月給の関係



(資料出所：原価報告より筆者作成)

概ねグループ化、全国グループ化されている事業者が多いほど、運転手の賃金も高くなる傾向が観察された。一方で、地域ブロックのように、グループ化、全国グループ化されている事業者の比率が比較的高いものの給与が最低水準にある地域ブロックやその逆の傾向を示す地域ブロックも少数存在する。

一方で、地域ブロックごとの各変数の平均値をとり、ダミー変数についてはブロック内事業者数に対するダミー変数対象事業者数の割合を算出した上で、地域ブロックごとに重回帰分析を実施した結果が表4-2の通りである。

なお、第2章及び第3章の事業者別の分析とは異なり、主体・時間双方の効果を加味したモデルでは、ハウスマン検定の結果、p値が0.5~1となり、変動効果モデ

ルが支持される結果となるものもみられるため、関連モデルについても表4-2から表4-8の通り、併記する。

表4-2 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要(1)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016年度の み Pooled 推定
収支率 R	-116.6500	- 108.8600	- 150.3400	- 149.0600	- 149.1000	- 122.6000
	***	***	***	***	***	
規模 S	0.1696	0.0869	-0.0892	-0.0901	-0.0901	-0.0240
	**	***	***	***	***	
生産性 P	1.5642	2.1968	3.6965	3.7062	3.7060	3.0120
	***	***	***	***	***	***
負荷 L	-0.0010	-0.0015	-0.0007	-0.0007	-0.0007	-0.0011
	*	***	*	*	*	
決定係数	0.20875	0.72726	0.81129	0.80683	0.8068	0.7647
自由度調整済み 決定係数	0.049594	0.72194	0.79877	0.80306	0.8031	0.7059
Hausman 検定						
chisq =	6.3168		1.3542			
df =	4		4			
p-value =	1.77E-01		8.52E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					13.082	
df =					4	
p-value =					0.01088	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-3 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (2)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016 年度の み Pooled 推定
収支率 R	-110.6700	- 105.3200	- 148.3700	- 146.9700	- 146.8000	-116.1000
	***	***	***	***	***	
規模 S	0.1867	0.1049	-0.0973	-0.0984	-0.0986	-0.0302
	***	***	***	***	***	
生産性 P	1.3725	1.9473	3.8157	3.8280	3.8300	3.1580
	***	***	***	***	***	***
負荷 L	-0.0011	-0.0015	-0.0007	-0.0006	-0.0006	-0.0009
	*	***				
グループ化率 G	22.5660	20.1990	-9.1984	-9.7022	-9.7660	-12.8700
	**	***	*	.	.	
決定係数	0.25366	0.71227	0.81271	0.8089	0.8084	0.7686
自由度調整済み 決定係数	0.098355	0.70521	0.79927	0.80422	0.8037	0.6915
Hausman 検定						
chisq =	5.5013		0.79854			
df =	5		5			
p-value =	3.58E-01		9.77E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					11.819	
df =					5	
p-value =					3.74E-02	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-4 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (3)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016 年度の み Pooled 推定
収支率 R	-123.3600	-123.3600	-152.8400	-151.4600	-150.8000	-120.0000
	***	***	***	***	***	
規模 S	0.1097	0.1097	-0.1006	-0.1016	-0.1020	-0.0329
	*	*	***	***	***	
生産性 P	1.7690	1.7690	3.7567	3.7716	3.7790	3.0060
	***	***	***	***	***	***
負荷 L	-0.0015	-0.0015	-0.0007	-0.0007	-0.0007	-0.0009
	***	***	*	*	*	
全国グループ化 率 GN	61.1980	61.1980	-7.2023	-7.6885	-7.9260	-7.1700
	***	***				
地域グループ化 率 GL	-5.1685	-5.1685	-18.6880	-18.6250	-18.6000	-32.3100
			.	.	.	
決定係数	0.34415	0.69997	0.81492	0.81185	0.8103	0.7795
自由度調整済み 決定係数	0.20306	0.6911	0.80061	0.80629	0.8047	0.685
Hausman 検定						
chisq =	3.7627		0.49251			
df =	6		6			
p-value =	7.09E-01		9.98E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					14.068	
df =					6	
p-value =					0.02889	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表4-5 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要(4)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016年度の み Pooled 推定
収支率 R	-96.8160	-85.5930	-111.9600	-111.2100	-110.9000	-63.8200
	***	***	***	***	***	
規模 S	0.1557	0.0683	-0.1233	-0.1244	-0.1249	-0.0970
	**	***	***	***	***	
生産性 P	1.2703	1.7588	3.3926	3.4044	3.4090	2.7350
	***	***	***	***	***	**
負荷 L	-0.0010	-0.0014	-0.0005	-0.0004	-0.0004	0.0000
	*	***				
本社率 HQ	62.7460	73.3230	50.5320	50.4020	50.3500	84.3000
	*	***	**	***	**	
分社率 BR	10.5950	5.6553	-13.7640	-14.3210	-14.5300	-29.6500
		***	.	.	.	
決定係数	0.26703	0.7391	0.82678	0.8237	0.8225	0.8055
自由度調整済み 決定係数	0.10935	0.7314	0.81338	0.81849	0.8173	0.7221
Hausman 検定						
chisq =	5.0991		0.42331			
df =	6		6			
p-value =	5.31E-01		9.99E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					12.871	
df =					6	
p-value =					0.04513	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表4-6 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要(5)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016年度の み Pooled 推定
収支率 R	-93.8850	-84.0950	-93.1280	-91.6130	-90.8300	-39.0800
	***	***	***	***	***	
規模 S	0.0109	-0.0231	-93.1280	-0.1219	-0.1223	-0.1077
		***	***	***	***	
生産性 P	1.6777	1.7086	3.1733	3.1879	3.1950	2.4060
	***	***	***	***	***	**
負荷 L	-0.0014	-0.0013	-0.0006	-0.0005	-0.0005	0.0001
	***	***	.	.	.	
全国本社率	159.1100	127.7500	47.8080	47.1240	46.7800	92.7400
	***	***	**	**	**	
全国分社率	44.2600	33.0950	-11.0290	-11.5720	-11.8500	-24.8400
	***	***				
地域本社率	83.2630	104.7700	78.3950	79.6840	80.3400	111.0000
	*	***	**	**	**	
地域分社率	-43.9580	-49.1180	-47.4810	-48.1960	-48.5800	-77.6600
	*	***	***	***	***	
決定係数	0.39868	0.7504	0.83451	0.83162	0.8302	0.8248
自由度調整済み 決定係数	0.26073	0.7404	0.81986	0.82492	0.8234	0.7081
Hausman 検定						
chisq =	3.6204		0.6271			
df =	8		8			
p-value =	8.90E-01		0.9997			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					16.793	
df =					8	
p-value =			-93.1280		3.23E-02	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)



表 4-7 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要 (6)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016 年度の み Pooled 推定
補助金込み収支 率 RG	-50.7740	-44.7890	-96.2320	-81.2460	-76.6100	-68.8700
	.	***	*	*	*	
規模 S	0.1045	0.0369	-0.1442	-0.1424	-0.1419	-0.1152
	.	***	***	***	***	
生産性 P	0.9929	1.4748	3.0386	3.0014	2.9910	2.5480
	**	***	***	***	***	**
負荷 L	-0.0007	-0.0010	0.0002	0.0002	0.0001	0.0005
		***				
本社率 HQ	76.8320	85.2480	66.2810	66.1870	66.1200	95.0900
	**	***	***	***	***	
分社率 BR	6.7310	2.0370	-18.2100	-19.1410	-19.4700	-36.2400
		*	*	*	*	
決定係数	0.22485	0.73811	0.81197	0.8081	0.8067	0.8
自由度調整済み 決定係数	0.058104	0.73037	0.79743	0.80243	0.801	0.7143
Hausman 検定						
chisq =	3.7716		1.5837			
df =	6		6			
p-value =	7.08E-01		9.54E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					7.1332	
df =					6	
p-value =	-50.7740				3.09E-01	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表4-8 地域ブロック別平均値の重回帰分析概要(7)

	主体・時間 効果固定モ デル	主体・時間 効果変動モ デル	時間効果の み固定モデ ル	変動効果モ デル(時間 効果のみ)	Pooled 推定	2016年度の み Pooled 推定
補助金依存率 GR	75.8859	62.9430	103.7100	95.8350	93.3600	57.2900
	*	***	***	***	***	
規模 S	0.1132	0.0474	-0.1138	-0.1177	-0.1189	-0.0979
	*	***	***	***	***	
生産性 P	0.9795	1.5104	3.0531	3.0549	3.0560	2.5680
	**	***	***	***	***	**
負荷 L	-0.0007	-0.0011	-0.0006	-0.0005	-0.0004	0.0001
		***				
本社率 HQ	89.3279	92.6850	59.6210	60.8180	61.1700	90.5600
	***	***	***	***	***	
分社率 BR	6.6262	3.4077	-15.2530	-16.1400	-16.4500	-31.5200
		***	*	*	*	
決定係数	0.22883	0.74446	0.81871	0.81506	0.8138	0.8138
自由度調整済み 決定係数	0.062937	0.73691	0.80469	0.80959	0.8083	0.8083
Hausman 検定						
chisq =	4.2982		1.2691			
df =	6		6			
p-value =	6.36E-01		9.73E-01			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					7.516	
df =					6	
p-value =					2.76E-01	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

地域ブロック別平均値においてハウスマン検定の結果支持された主体・時間変動効果モデルにおいては、第2章及び第3章の事業者別の分析で示唆された結果が概ねそのまま反映されている。

一方で、Pooled 推定のその他の関連モデルにおいては、事業者別の分析では、モデルを問わず、安定して賃金にプラスの効果を与えていたグループ化の状況に関するダミー変数が、大きく影響力を落とし、モデルによっては、グループ化率や全国

グループ化率など、正負の符号が逆転するものもある。

本社・分社の比率については、本社率が高い地域ブロックの方が賃金にプラスの効果がある結果は、地域ブロック別分析でも出ているが、これについては、グループ本社が集積している地域は、人口稠密な都市部地域であるという別の側面も考えられる。

そのため、事業者それぞれが、例えばグループ事業者の一員、あるいは、全国グループに属するかどうか、ということは賃金にプラスの影響を与えることになるが、それは、地域ブロック内において、グループ化事業者の割合が高いほど当該地域ブロックの賃金水準が高くなるということを必ずしも意味しない、という結果となった。

収支率、生産性は第2章の分析の傾向とほぼ変わらず、同様の傾向となった。生産性が高い地域は比較的高い賃金水準となる一方で、収支率の良い地域ブロックも同様に賃金が高い水準とはならず、逆に賃金が抑制されているという傾向は、事業者が努力して収支率を改善すればするほど人件費抑制が図られているという第2章で示唆された実態を表しているものと考えられる。

補助金込みの収支率、補助金依存率も第3章の結果と近く、補助金依存率に関しては、より賃金へのプラスの効果が事業者別分析よりも強く出る結果となった。この点は、運賃収入が極めて少なく、補助金依存率が極めて高い一方で賃金が低い過疎地域事業者の影響といった第3章の事業者別分析ではうまく反映できなかった要素が地域ブロック内平均値をとることで捨象された結果ではないかと考えられる。その点においては、この部分は第3章における命題5で留保を付けざるを得なかった「補助金依存率が賃金にプラスの効果を与えている」可能性をより裏付ける結果でもある。

個別の地域ブロックにおいて、全体の傾向との差異がどのようになっているかをさらに把握するため、21の地域ブロック（先述の通り、21の地域ブロック区分のうち、2ブロックについては分析対象年中に区分の変更があったため別地域として計算し、計23ブロック）毎に、【重回帰分析2-3-4】のモデルで分析を行った。なお、これまでの分析と比較するため、【重回帰分析2-3-1~2-3-5】と同様に主体・時間固定効果モデルでの分析とした。

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rit + \beta_2 Sit + \beta_3 HQ_{it} + \beta_4 BR_{it} + \beta_5 Pit + \beta_6 Lit + \beta_7 \mu_i + \beta_8 \mu_t + \varepsilon_{it}$$

その結果を表にしたものが表4-9から表4-18となる。

なお、地域ブロック毎の本社ダミー、分社ダミーについてグループ化、合併や統合等の変化が無かった場合や当該ブロックにダミー変数の対象となる事業者が存在しない場合等、モデルによっては変数から除外されているものについてはNAとして標記している。

表 4-9 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (1)

地域ブロック		A		B		
		主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-72.2260	-314.0000	-83.5034	-169.3100	-272.9000
	Signif. codes	.	***		***	***
規模 S	Estimate Std.	-0.3407	0.0354	-0.0596	-0.0088	-0.0054
	Signif. codes	**	.		***	
生産性 P	Estimate Std.	0.6023	1.8520	0.8600	1.7812	2.5320
	Signif. codes	*	***	*	***	***
負荷 L	Estimate Std.	-0.0010	-0.0002	0.0015	-0.0020	-0.0038
	Signif. codes				***	***
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	38.5600	NA	64.6990	31.8900
	Signif. codes		***		***	**
分社率 BR	Estimate Std.	NA	NA	NA	40.2440	23.9200
	Signif. codes				***	.
決定係数		0.19213	0.7851	0.41562	0.7162	0.7635
自由度調整済み決定係数		-0.011429	0.7781	0.25023	0.7031	0.7525
Hausman 検定		サンプルの数				
	chisq =	値が特異(一		5.9855		
	df =	致が多い等)		4		
	p-value =	であるため、 変動効果モデ ルが算出不能		2.00E-01		
Breusch-Pagan 検定						
	BP =		11.093			22.956
	df =		5			6
	p-value =		0.04957			0.0008115

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-10 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (2)

地域ブロック		C			D		
		主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	5.3212	15.1950	-42.6000	-64.3390	-62.2680	-11.1200
	Signif. codes		***		.	***	
規模 S	Estimate Std.	-0.5202	0.1031	0.0889	-0.1502	-0.0003	0.0089
	Signif. codes		***	.			
生産性 P	Estimate Std.	0.7023	0.5625	1.1530	0.2379	0.8515	1.0350
	Signif. codes		***			***	
負荷 L	Estimate Std.	0.0012	0.0013	0.0008	-0.0006	-0.0014	-0.0016
	Signif. codes		***			***	
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	-2.8570	-8.1470	NA	86.9570	76.8000
	Signif. codes		**			***	***
分社率 BR	Estimate Std.	NA	4.8731	-4.1890	23.2160	28.2390	29.9600
	Signif. codes		***		.	***	***
決定係数		0.11095	0.36889	0.3953	0.069388	0.55556	0.5947
自由度調整済み決定係数		-0.16099	0.33283	0.3607	-0.13133	0.54075	0.5811
Hausman 検定							
	chisq =	3.2250			2.8420		
	df =	4			5		
	p-value =	5.21E-01			7.24E-01		
Breusch-Pagan 検定							
	BP =			54.456			31.416
	df =			6			6
	p-value =			5.97E-10			2.11E-05

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-11 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (3)

地域ブロック		E			F		
		主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-80.7940	-32.4100	-0.3075	-100.7100	-55.3590	2.7900
	Signif. codes		***		*	***	
規模 S	Estimate Std.	-0.0901	0.0317	-0.0078	-0.0023	-0.0868	-0.0550
	Signif. codes		***			***	
生産性 P	Estimate Std.	1.0162	1.2344	1.0470	0.1555	-0.2749	-0.9476
	Signif. codes		***	***		***	**
負荷 L	Estimate Std.	-0.0004	-0.0002	0.0004	-0.0005	-0.0000	0.0005
	Signif. codes		***				
本社率 HQ	Estimate Std.	35.2120	22.3870	9.3890	NA	170.8600	160.7000
	Signif. codes	*	***			***	***
分社率 BR	Estimate Std.	NA	28.9470	12.6500	7.4106	13.1110	-0.2810
	Signif. codes		***			***	
決定係数		0.09313	0.18784	0.2083	0.10115	8.37E-01	0.8544
自由度調整済み決定係数		-0.16598	0.14723	0.1687	-0.20742	0.82565	0.844
Hausman 検定							
	chisq =	3.5944			1.6093		
	df =	5			5		
	p-value =	6.09E-01			9.00E-01		
Breusch-Pagan 検定							
	BP =			2.6422			9.5131
	df =			6			6
	p-value =			0.8522			0.1467

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-12 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (4)

地域ブロック		G			H		I	
		主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-327.4200	-302.9200	-298.0000	56.3080	239.8000	137.0677	74.3300
	Signif. codes	***	***	***		***	.	.
規模 S	Estimate Std.	0.0759	0.1001	0.0613	0.7966	-0.1239	-1.2424	-0.0176
	Signif. codes		***	*	.			
生産性 P	Estimate Std.	-0.3399	0.7427	2.4610	0.3992	-0.3972	-1.6273	1.6320
	Signif. codes		***	***				**
負荷 L	Estimate Std.	0.0007	-0.0015	-0.0024	0.0014	0.0021	0.0048	0.0027
	Signif. codes		***	**	.	***	***	**
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	46.3630	34.8900	NA	45.0700	-52.7947	-29.1100
	Signif. codes		***	*		*		
分社率 BR	Estimate Std.	NA	-28.8460	15.1200	NA	-66.3400	NA	-13.5500
	Signif. codes		***			***		
決定係数		0.18379	0.5984	0.7492	0.18507	0.8061	0.7935	0.7882
自由度調整済み決定係数		-0.092113	0.57133	0.7323	-0.098921	0.7921	0.56119	0.7428
Hausman 検定					サンプルの数 値が特異(一 致が多い等) であるため、 変動効果モデ ルが算出不能		サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能	
	chisq =	6.0347						
	df =	4						
	p-value =	1.97E-01						
Breusch-Pagan 検定								
	BP =			20.33		15.514		10.141
	df =			6		6		6
	p-value =			0.002419		0.01661		0.1189

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-13 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (5)

地域ブロック		J			K		L	
		主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-77.7720	-37.9710	-2.0980	-12.3870	-1.0400	-101.9400	-24.1300
	Signif. codes	*	***					
規模 S	Estimate Std.	-0.0258	-0.0255	0.0124	-0.1580	0.1792	0.1132	0.0875
	Signif. codes		***			***		
生産性 P	Estimate Std.	0.5447	0.4828	0.6888	0.7622	1.0610	1.0759	2.1230
	Signif. codes		***			**		***
負荷 L	Estimate Std.	0.0006	0.0007	0.0017	0.0001	0.0022	0.0021	0.0005
	Signif. codes		***	***		***		
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	7.5513	-0.2256	NA	7.0230	21.5230	43.0700
	Signif. codes		***					*
分社率 BR	Estimate Std.	-0.8276	-0.1587	-3.5900	NA	-24.9400	NA	-4.9800
	Signif. codes							
決定係数		0.16254	0.22278	0.4061	0.062163	0.5313	0.40437	0.6492
自由度調整済み決定係数		-0.13573	0.17264	0.3678	-0.20579	0.511	-0.067172	0.5923
Hausman 検定					サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能		サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能	
	chisq =	1.5907						
	df =	5						
	p-value =	9.02E-01						
Breusch-Pagan 検定								
	BP =			22.48		29.006		13.435
	df =			6		6		6
	p-value =			0.0009908		6.07E-05		0.03662

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)



表 4-14 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (6)

地域ブロック		M		N		O	
		主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	48.9249	-37.1800	56.6075	-173.2000	101.9800	12.0900
	Signif. codes				***		
規模 S	Estimate Std.	-0.1915	0.0885	-0.1709	0.3603	0.1565	0.0826
	Signif. codes		***		***	.	**
生産性 P	Estimate Std.	0.2481	1.3880	-0.4084	0.8971	1.3353	0.4433
	Signif. codes		***		*	*	
負荷 L	Estimate Std.	-0.0001	-0.0009	0.0018	-0.0003	0.0005	0.0036
	Signif. codes		*				**
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	NA	NA	-98.5000	NA	58.2000
	Signif. codes				*		.
分社率 BR	Estimate Std.	NA	NA	NA	-1.6320	NA	60.3000
	Signif. codes						
決定係数		0.027506	0.7702	0.10416	0.7157	0.40827	0.6802
自由度調整済み決定係数		-0.43315	0.7526	-0.22989	0.6929	0.12798	0.6418
Hausman 検定		サンプルの数		サンプルの数		サンプル数	
	chisq =	値が特異(一		値が特異(一		が少ないた	
	df =	致が多い等)		致が多い等)		め変動効果	
	p-value =	であるため、 変動効果モデ ルが算出不能		であるため、 変動効果モデ ルが算出不能		モデルが算 出不能	
Breusch-Pagan 検定							
	BP =		7.7936		18.436		13.863
	df =		4		6		6
	p-value =		9.94E-02		0.005229		0.03121

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-15 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (7)

地域ブロック		P		Q		R	
		主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-75.4080	-96.6600	-143.6500	14.7800	-31.0418	3.8800
	Signif. codes	*	*	*			
規模 S	Estimate Std.	1.0951	-0.0342	-0.7473	-0.0064	-0.2664	0.1356
	Signif. codes	***		*			
生産性 P	Estimate Std.	1.0621	1.7270	3.2893	1.5030	1.5984	0.4767
	Signif. codes	.	***	***	.		
負荷 L	Estimate Std.	0.0013	0.0013	-0.0020	0.0015	-0.0009	0.0001
	Signif. codes	.	***	**			
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	NA	NA	72.1600	NA	NA
	Signif. codes				**		
分社率 BR	Estimate Std.	7.8253	36.9800	NA	2.9170	NA	-9.3920
	Signif. codes		***				
決定係数		0.26343	0.4598	0.68081	0.6659	0.18541	0.3354
自由度調整済み決定係数		0.040523	0.431	0.36162	0.5943	-0.38127	0.2376
Hausman 検定				サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能		サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能	
	chisq =	63.2970					
	df =	5					
	p-value =	2.53E-12					
Breusch-Pagan 検定							
	BP =		13.092		17.515		6.466
	df =		5		6		5
	p-value =		0.02253		0.007566		0.2635

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表4-16 地域ブロック毎の重回帰分析概要(8)

地域ブロック		S		T		U		
		主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	51.9820	370.9265	30.9290	-52.1700	25.6660	-45.2490	-125.6000
	Signif. codes		.		**		***	***
規模 S	Estimate Std.	-1.2742	1.7246	0.2176	-0.1097	-0.4996	0.3672	0.6273
	Signif. codes	*	*	*	**	*	***	***
生産性 P	Estimate Std.	0.7728	3.4614	-0.2134	0.9763	-1.1911	0.4471	1.7910
	Signif. codes		**		***	.	***	***
負荷 L	Estimate Std.	0.0007	-0.0027	0.0028	0.0007	0.0016	0.0004	-0.0011
	Signif. codes			***	*	**	***	*
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	NA	9.0899	55.5200	-33.9100	6.5952	17.6900
	Signif. codes				***	*	***	*
分社率 BR	Estimate Std.	-14.1520	-71.0381	NA	4.9710	-12.5760	-14.8360	0.9830
	Signif. codes		***				***	
決定係数		0.59547	0.8155	0.34633	0.5336	0.25159	0.55707	0.6881
自由度調整済み決定係数		0.15981	0.7736	0.15732	0.5059	-0.069152	0.52544	0.6658
Hausman 検定		サンプル数 が少ないた め変動効果 モデルが算 出不能		サンプルの数 値が特異(一 致が多い等) であるため、 変動効果モデ ルが算出不能				
	chisq =					22.1370		
	df =					6		
	p-value =					1.14E-03		
Breusch-Pagan 検定								
	BP =		4.1073		8.869			7.5703
	df =		5		6			6
	p-value =		0.5341		0.1811			0.2713

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

表 4-17 地域ブロック毎の重回帰分析概要 (9)

地域ブロック		V			W		
		主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定	主体・時間 固定効果モ デル	変動効果モ デル(主体・ 時間効果)	Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-4.6615	-4.7093	-26.7800	24.3135	-24.8710	4.3740
	Signif. codes		*			***	
規模 S	Estimate Std.	-0.1882	-0.0193	0.0053	0.1072	0.0418	0.0646
	Signif. codes	***	***			***	.
生産性 P	Estimate Std.	1.4004	1.4944	1.5540	0.4607	0.3398	0.0906
	Signif. codes	***	***	***		***	
負荷 L	Estimate Std.	-0.0003	-0.0005	-0.0003	0.0007	0.0003	0.0005
	Signif. codes		***	**		***	
本社率 HQ	Estimate Std.	NA	58.7890	41.1900	NA	109.1500	111.2000
	Signif. codes		***	***		***	***
分社率 BR	Estimate Std.	9.7543	8.9815	-0.1486	-1.9975	9.3668	17.8600
	Signif. codes	*	***			***	**
決定係数		0.20486	0.72023	0.757	0.058626	0.66444	0.6796
自由度調整済み決定係数		0.043881	0.7114	0.7493	-0.21333	0.64613	0.6621
Hausman 検定							
	chisq =	11.5110			3.8764		
	df =	5			5		
	p-value =	4.21E-02			0.5673		
Breusch-Pagan 検定							
	BP =			24.831			6.5646
	df =			6			6
	p-value =			0.000367			0.363

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

地域ブロック毎の分析では、サンプル数が大きく減少することもあり、第2章や本章のこれまでの傾向と正負が異なる変数も多く見られた。その中でも正負や有意となった結果の分布をまとめた表4-19の通り、収支率や生産性の変数及びグループ化に関するダミー変数については、これまでの分析結果を概ね踏襲している傾向が見られる。一方で、地域ブロック C の様に見運輸手給与額平均は高いものの、グループ化については有意に負の影響が観察される地域ブロックもあり、命題6(地域ブロックレベルまで下りて分析すると、必ずしも大規模グループに属する

ことが賃金へプラスに働かない) は、こうした一貫性の乏しい推計結果を要約したものである。

表4-18 地域ブロック毎の重回帰分析結果の集計

変数	分析対象計	賃金への影響		賃金への影響が90%以上有意				賃金への影響が95%以上有意			
		正	負	計	正	負	割合	計	正	負	割合
収支率 R	57	19	38	29	5	24	50.88%	24	2	22	42.11%
規模 S	57	28	29	29	19	10	50.88%	24	14	10	42.11%
生産性 P	57	49	8	34	31	3	59.65%	31	29	2	54.39%
負荷 L	57	34	23	28	17	11	49.12%	26	15	11	45.61%
本社率 HQ	34	27	7	26	23	3	76.47%	25	22	3	73.53%
分社率 BR	40	22	18	17	13	4	42.50%	15	11	4	37.50%

(資料出所：原価報告より筆者作成)

第2章及び第3章の事業者別の分析と本章の地域ブロック別平均値の分析とで、特にグループ化に関する変数が説明力を落としたこと、及び地域ブロック毎の分析でも一部でグループ化と賃金の関係がそれまでの分析とは逆転したことは、酒井(2020)で示唆されたように、例えば全国グループ化事業者の分社がお互いに積極的な労働者の奪い合いをせずに賃金を抑制しあったり、地域グループの本社が複数存在して積極的に競争したり、地域ブロックごとにその労働市場が正常に機能する場合と大きくゆがむ場合とがあり、全国グループ化が地域内において普及しすぎると逆に賃金抑制に繋がるといったことが起こっているためではないかと考えられる。

グループ化の様態も地域によって、分社化による人件費抑制を目的としたものから、地域をまたいで救済的にグループ化する場合<sup>34</sup>までさまざまであるが、本論文では、データ使用の条件として地域ブロックの匿名化が求められているため、個別の地域ブロックの背景事情を十分に検討できないが、今後は、一定の地域ブロックについて、その地域を特定した上でのデータ利用・分析が可能となれば、さらに地域ブロック内の競争状況がどのように運転手賃金に影響するかの検討が一層可能となると考えられる。

<sup>34</sup> 例えば、仙台を拠点とする宮城交通は、1970年代に東海地方の大手民鉄グループである名古屋鉄道のグループ子会社となっているが、年代や遠隔の地域ブロックをまたいでグループ化で路線網の相乗効果はほぼないと考えられるため、救済的なグループ化だったのではないかと推測される。

## 第5章 補足：賃金の地域格差の影響

乗合バス運転手が国家資格を必要とする職業とはいえ、全産業平均よりも低い賃金水準にあることから、大型二種免許を有する労働者であっても必ずしも乗合バスやその他運転手となるとは限らず、広く他業種も就職の選択肢となる。そのため、全産業平均の賃金水準との関係も考慮する必要がある。そこで、地域ブロックごとの運転手平均月給と地域別の全産業平均賃金（月額）及び最低賃金を比較する。その結果を概括すると、以下の通りとなる。

各地域の全産業平均賃金は運転手平均賃金に対してプラスに働き、強い説明力を持つ。しかし、他の説明変数が有意性を失ったり、解釈しがたい符号を持ったりする結果も同時に見られた。最低賃金については、単回帰であれば符号はプラスで有意になるものの、重回帰式に組み込むと、モデルによっては最低賃金自体がマイナスの符号で有意性を持つ場合も見られた。いずれにしても、本論文で前章まで取り扱ってきた変数群との多重共線性は簡単には整理できない。また、補助金を含む交通政策の効果を分析する観点からは、全産業平均賃金や最低賃金の変化によって運転手平均賃金が影響されることは本論文の研究テーマからも遠い。こうしたことから、第5章は補足的な扱いにとどめることとしている。

なお、本論文で用いた地域ブロックの境界と都道府県境は必ずしも一致しないため、地域ブロックにおける全産業平均賃金や最低賃金については、以下のように参考値を算出した。

- 1) 厚生労働省賃金構造基本統計調査における全産業計・男女計・学齢計の都道府県別の給与額データのうち、都道府県別の月額である「きまって支給する現金給与額」＝都道府県別の全産業平均賃金（月額）（①）
- 2) 厚生労働省が調査している最低賃金改定状況において、各都道府県がおおむね10月頃に改定した後のその年度の最低賃金＝都道府県別の最低賃金（②）
- 3) 本論文で使用した地域ブロックが属する都道府県の①及び②を国勢調査人口によって加重し、平均値を算出。なお、都道府県の全部が含まれる場合と一部が含まれる場合を区別せず、例えば、A県の全てとB県の一部を含む地域ブロックの場合はA県の全人口とB県の全人口とで加重して算出した。（③）

なお、厚生労働省賃金構造基本統計調査の数値については、政府統計の総合窓口（e-Stat）において電子化されている2011年から2016年のものを使用した（厚生労働省、2011～2016）。また、人口については、2015年国勢調査による都道府県別人口を使用した（総務省統計局、2017）。最低賃金改定状況については、厚生労働省が2019年度に調査したものを使用した（厚生労働省、2019）。

③の数値を用いて、それぞれの地域ブロック別、年度別に、全産業平均賃金 WA (千円/月) と最低賃金 WM (円/時) を算出し、それらをそれぞれブロック別の運転手平均賃金 WB (千円/月) と比較する単回帰分析<sup>35</sup>を行った。

全産業平均賃金との比較

【単回帰分析補足 2 - 1】 :  $WB = \beta_0 + \beta_1 WA + \varepsilon_{it}$

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-42.808	-13.083	-0.003	12.430	42.966

Coefficients:

	Estimate	Error	t value	Pr(> t )	
(Intercept)	-61.98400	14.17015	-4.374	2.55e-05	***
全産業平均賃金 WA	1.25190	0.04597	27.234	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 18.17 on 124 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.8568,

Adjusted R-squared: 0.8556

F-statistic: 741.7 on 1 and 124 DF,

p-value: < 2.2e-16

最低賃金との比較

【単回帰分析補足 2 - 1】 :  $WB = \beta_0 + \beta_1 WM + \varepsilon_{it}$

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-84.377	-21.658	-1.921	17.985	142.945

<sup>35</sup> pooled 推定同様、統計ソフト R のデフォルトの lm()関数による分析を行った。

Coefficients:

	Estimate Std.	Error	t value	Pr(>  t )	
(Intercept)	-93.97731	28.12493	-3.341	0.000988	***
最低賃金 WM	0.58216	0.03904	14.912	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 35.12 on 208 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5167,

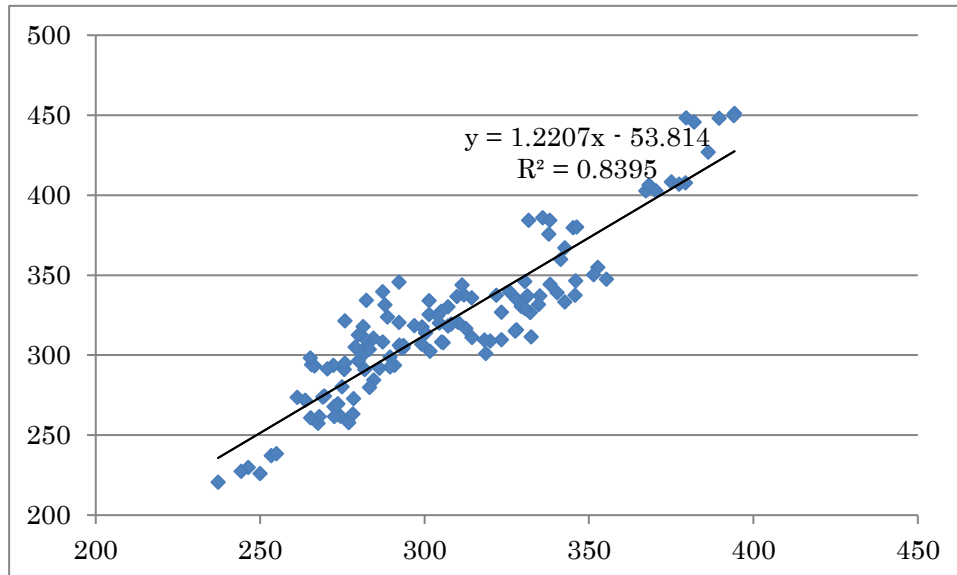
Adjusted R-squared: 0.5144

F-statistic: 222.4 on 1 and 208 DF,

p-value: < 2.2e-16

また、上記の関係を散布図にしたものが図3及び図4となる。

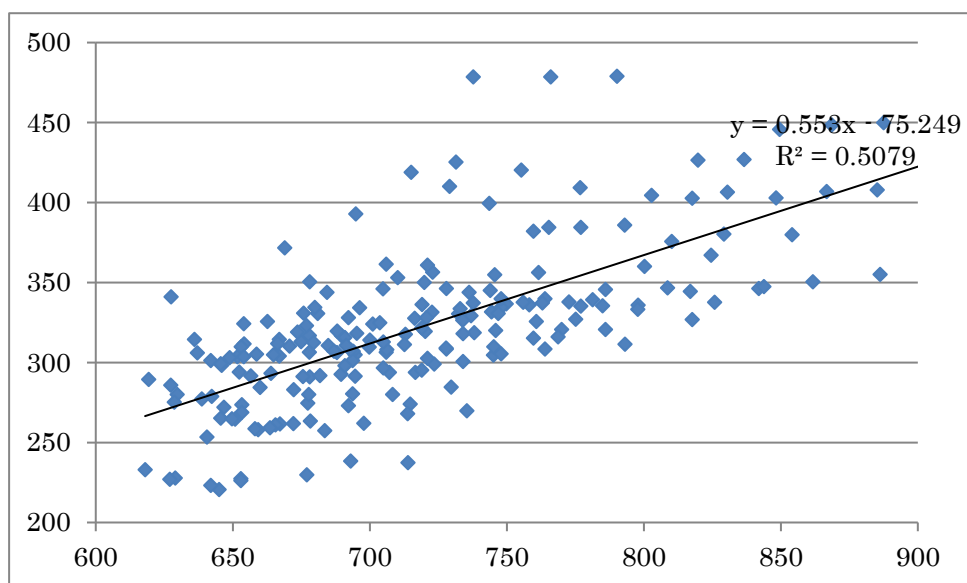
図5-1 地域ブロック別の乗合バス運転手平均賃金と地域の平均賃金との関係  
(Y軸が運転手平均賃金, X軸が全産業平均賃金)



(資料出所：原価報告と厚生労働省賃金構造基本統計調査より筆者作成)



図5-2 地域ブロック別の乗合バス運転手平均賃金と地域の最低賃金との関係  
(Y軸が運転手平均賃金, X軸が最低賃金)



(資料出所：原価報告と厚生労働省賃金構造基本統計調査より筆者作成)

こうした結果が示しているのは、やはり地域ブロック毎の乗合バス事業の運転手賃金は、地域全体の賃金水準と強く相関しているということであり、地域の平均賃金や最低賃金の上昇は、そのまま乗合バス運転手の賃金上昇にも繋がるのではないかということである。このことは、乗合バス運転手の労働力が二種免許を必要とする資格職種でありながら、そうした資格を必要としない職種も含む全産業の労働市場に流出してしまっていることを示唆している。そのため、産業全体での賃金上昇や、その底上げとなる最低賃金の上昇は、乗合バス運転手となり得る労働者の流出先の産業の賃金を引き上げ、結果として乗合バス運転手の賃金を上昇させることとなる。

それでは、乗合バス運転手の賃金に対する全産業平均賃金や最低賃金の影響と、これまで本論文で分析してきた乗合バス事業固有の特徴や市場動向の影響とはどのような関係にあるか。

地域ブロック別の全産業平均賃金  $WA$  を【重回帰分析2-3-4】に加味し、かつその他の変数もすべて地域ブロック別の平均値とし、ダミー変数については地域ブロック内全事業者数に対する該当する事業者の存在割合とした上で、下記の通り分析した。

なお、第4章の地域ブロック別分析と同様に、地域ブロック内平均値を分析に用いるため、グループ本社、グループ分社のそれぞれのダミー変数については、第4章と同様に、地域ブロック内全事業者数に対するそれぞれの該当者数の割合を変数としている。

全産業平均賃金のデータが政府統計 E-Stat においては 2011 年からのものとなっていたため、年次が 6 年分と短くなることから、主体効果モデルでの分析とすることとし、ハウスマン検定の結果は、

$$\text{chisq} = 31.418, \text{df} = 7, \text{p-value} = 5.205\text{e-}05$$

となったため、主体固定効果モデルを用いて分析を行った。

#### 【重回帰分析補足 2 - 1】

$$: \text{Wit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rit} + \beta_2 \text{lSit} + \beta_3 \text{HQit} + \beta_4 \text{logBRit} + \beta_5 \text{Pit} + \beta_6 \text{Lit} + \beta_7 \text{WAit} + \beta_8 \mu_i + \varepsilon_{it}$$

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 39.446, \text{df} = 7, \text{p-value} = 1.606\text{e-}06$$

となった。

また、参考として、主体・時間効果固定モデル、主体変動効果モデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析補足 2 - 1】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関連モデルの結果概要は、表 5 - 1 の通りとなった。

表5-1：重回帰分析補足2-1及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定 効果モデル	主体固定効果モ デル	変動効果モデル (主体効果)	Pooled 推定	2016年のみ Pooled 推定
収支率 R	-58.3090	-62.5300	-56.2020	-74.4100	-78.2200
	.	*	*	***	
規模 S	0.2838	0.3188	0.1073	0.0012	0.0484
	***	***	**		
生産性 P	0.9038	1.1753	1.1117	1.5420	1.1950
	*	**	***	***	*
負荷 L	-0.0003	-0.0004	-0.0002	0.0001	-0.0001
グループ本社率 HQ	-64.0390	-78.1770	-16.6750	-4.0360	-17.7200
	*	*			
グループ分社率 BR	29.5170	21.5550	-6.3944	-32.3500	-28.3500
	*			***	
全産業平均賃金 Wa	0.2167	0.6498	0.8290	0.9071	1.0190
		***	***	***	***
決定係数	0.31644	0.54245	0.71041	0.9341	0.9276
自由度調整済 み決定係数	0.081239	0.41639	0.69323	0.9302	0.8886
Hausman 検定					
chisq =		31.418			
df =		7			
p-value =		5.21E-05			
Breusch- Pagan 検定					
BP =				39.446	7.9349
df =				7	7
p-value =				1.61E-06	0.3384

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

全産業平均賃金を加えた各変数の影響度合いを比較するための【重回帰分析補足2-1】では、収支率及び生産性については第2章と同様の傾向を示した一方で、負荷、そして、グループ化ダミーが説明力を落とす結果となった。

負荷については、第2章でも示唆した地域の過疎化の程度を示す変数となっていた可能性があり、全産業平均賃金がこの説明力を代替した可能性がある。

グループ化の状況が説明力を失ったことについては、グループ化の進行の度合いが大都市圏への経済統合の進行の度合いを示していた可能性があり、全産業平均賃金が不可と同様にその説明力を奪ったことが考えられる。

全産業平均賃金の変数自体は、収支率や生産性と並んでほとんどのモデルで有意となっており、一定の正の影響を運転手給与へ与えているという結果となった。

ついで、同様に地域ブロック別の最低賃金 WM を【重回帰分析 2-3-4】に加味し、かつその他の変数もすべて地域ブロック別の平均値とし、ダミー変数については地域ブロック内全事業者数に対する該当する事業者の存在割合とした上で自然対数をとって、下記の通り分析した。

なお、ハウスマン検定の結果は、

$$\text{chisq} = 17.995, \text{df} = 7, \text{p-value} = 0.01199$$

となったため、主体・時間固定効果モデルを用いて分析を行った。

#### 【重回帰分析補足 2-2】

$$: \text{WBit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rit} + \beta_2 \text{Sit} + \beta_3 \text{HQit} + \beta_4 \text{BRit} + \beta_5 \text{Pit} + \beta_6 \text{Lit} + \beta_7 \text{Wmit} + \beta_8 \mu_i + \beta_9 \mu_t + \varepsilon_{it}$$

(主体・時間固定効果モデル)

なお、同じ変数を用いた pooled 推定については、Breusch-Pagan 検定結果、

$$\text{BP} = 20.496, \text{df} = 7, \text{p-value} = 0.004593$$

となった。

また、参考として、変動効果モデルや時間効果のみのモデル、単年度推定での結果についても算出した。上記【重回帰分析補足 2-2】や同じ変数を用いた pooled 推定の分析結果及び関連モデルの結果概要は、表 5-2 の通りとなった。

表5-2：重回帰分析補足2-2及び関連モデルの結果概要

	主体・時間固定効果モデル	変動効果モデル(主体・時間効果)	時間固定効果モデル	変動効果モデル(時間効果)	Pooled 推定	2016年のみ
収支率 R	-69.8480	-81.4100	-107.6400	-86.0650	-107.4000	-97.2800
	**	***	***	**	***	
規模 S	0.1523	0.0536	0.1774	0.0203	-0.1123	-0.0048
	**	***	**		***	
生産性 P	1.1962	1.8670	1.9210	2.2363	2.9960	1.5750
	***	***	***	***	***	*
負荷 L	-0.0009	-0.0015	-0.0012	-0.0013	-0.0002	0.0002
	*	***	*	***		
グループ本社率 HQ	87.7240	76.8890	63.2410	72.8780	51.0800	31.9800
	***	***	*	**	***	
グループ分社率 BR	6.3040	4.8349	0.7162	-3.0096	-15.0000	-16.8200
		***			*	
ブロック別最低賃金 Wm	-0.2396	-0.0395	-0.0405	-0.0180	0.1443	0.4233
	***	***	*		***	*
決定係数	0.32428	0.7332	0.31196	0.59888	0.8401	0.8811
自由度調整済み決定係数	0.17412	0.72395	0.20111	0.58498	0.8346	0.817
Hausman 検定						
chisq =	17.995		33.725			
df =	7		7			
p-value =	1.20E-02		1.94E-05			
Breusch-Pagan 検定						
BP =					20.496	8.026
df =					7	7
df =					4.59E-03	0.3303

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

最低賃金の変数自体は、全産業平均賃金とは異なり、モデルによって一貫しない結果を示した。また、収支率や生産性の傾向はこれまでの分析と変わらなかったことに加え、全産業平均賃金の変数では説明力を失っていた負荷やグループ化ダミーの説明

力がある程度元に戻っており、全産業平均賃金よりも運転手給与に特定の影響を与えるものではないことが示された。

これについては、最低賃金が、全国的に一定のばらつきがあるとはいえ、労働者の生活と経営側の必要性との間である程度の範囲に収斂するものであり、全産業平均賃金に比べれば分散しない変数であることや、乗合バス運転手という職種が、全産業平均より低い待遇にあるとはいえ、資格職であり、かつ、今回分析した 30 両以上の車両を有する一定規模の事業者の従業員でもあるということから、最低賃金で給与が支払われる職種とは競合しないものであると見られることから、説明力が高くは無かったのではないかと考えられる。

これまで分析してきた乗合バス事業及びその地域市場環境よりも、全産業平均賃金が乗合バス運転手給与へ一定の影響度合いを有すること、同じく全産業的な賃金政策である最低賃金の変数についても重回帰分析では有意な結果は出なかったものの一定の相関を示したことは、まず、先述したように、乗合バス運転手という職種が、国家資格を有する職種であるにもかかわらず、待遇が平均以上ではないため、資格等を必要としない他の職種にも労働力が流出しやすいという特徴があることを示している。

一方で、上記の指摘は、乗合バス運転手の給与額を引き上げるための検討を進める上で、乗合バス事業固有の特徴について分析する意義を失わせるものではない。なぜならば、全産業平均賃金が乗合バス運転手に大きな影響を与えているとわかったとしても、全産業平均賃金を底上げするということは対象とする業種・労働市場が大きすぎ、少なくとも乗合バス事業に絞って対応する施策とは政策コストが圧倒的に大きくなるためである。例えば、【重回帰分析補足 2 - 1】の結果からは、全産業平均賃金を 1000 円上げることで乗合バス運転手の給与額を引き上げる効果は、地域の乗合バス事業者の生産性を 1% 上昇させることの半ば程度の効果があることとなる。しかし、国内すべての産業の平均賃金を 1000 円上昇させるための政策コストは、同じく国内すべてを対象とするとはいえ、乗合バス事業に限ってその生産性を 1% 上げる政策コストに比べて圧倒的に大きなものになるだろうと考えられる上に、それによる乗合バス運転手の給与額への効果は 1000 円を下回ることとなる。

そのため、乗合バス運転手の待遇が低いゆえにその賃金が全産業全体の労働市場の動向に強い影響を受けざるを得ないことは認めつつ、よりターゲットを絞った政策介入が可能な乗合バス事業固有の特徴が運転手賃金に与える影響を分析していくことは引き続き重要となる。

## 第6章 結論

本論文は、乗合バス事業者の個票データについて定量的なパネルデータ分析を行い、6つの命題について論証した。

### 命題1 乗合バス運転手の賃金に対しては、運転手一人当たりの輸送人員という運転手の労働生産性が最も大きな影響を与えている。

乗合バス運転手の賃金に対しては、運転手一人当たりの輸送人員という運転手の生産性が最も大きな影響を与えている、とする賃金と生産性との一般的な考え方に基づく先行研究の結論は命題1と同旨であり、本論文における事業者の個票データの分析からも裏付けられることとなった。このことを、運転手個人の受け持つサービスの生産性が事業者の経営状況等よりも強く影響しているとするのであれば、乗合バス運転手の労働市場とは、人手不足がいずれは賃金を上昇させることが期待できるという一般的な経済理論に従った労働市場であると予測されることになる。

### 命題2 労働生産性をコントロールしたのち、事業の収支率は、賃金にマイナスの影響を与える。

一方で、事業者ごとの指標として、収支率については、一貫して給与額への負の影響が見られた。この点は、先述のように、経営効率の努力をしている事業者ほど賃金抑制に成功している結果であると考えられ、乗合バス事業の原価の中で、他律的に決定されてしまう燃料費と比べ、事業者の努力である程度の抑制が可能な人件費がコスト削減の一番のターゲットとなってしまっている現状を示している。第3章で詳述した政府の地域間幹線系統への補助における生産性向上目標（年間1%以上の収支率改善）をはじめ、事業収支率の改善を乗合バス事業者の経営改善努力の大きな指標としてしまっていることは、この点政策介入における大きな問題点となる。

収支率改善を主たる KPI とした政策的背景としては、政府による乗合バス事業への補助が、路線の赤字を補填する形式であることに起因すると考えられる。上限や要件は様々あるものの、基本的には路線の赤字欠損の一定率（原則として、国庫補助は1/2）を補助するというものであるため、補助額を減らしていくためには、路線の収益を向上させ、赤字額を縮減することがもっとも妥当であるように見受けられる。

しかし、乗合バス事業の収支は、需要の基盤となる人口、特に自家用車を利用できない児童生徒の人口が減少する地方部を中心に全体的に長期低落傾向にある。乗合バス事業全体の収支率は、2007年から2016年までの比較で、93%から97%と上昇している。しかし、ひとつには、この数字は、同期間の輸送人員の伸びがほぼ横ばいであることから、人件費を中心とする経費削減で達成されたものと考えられ、また、事

業の地力を削ぐそうした努力の上でもなお事業全体として黒字とならない深刻な産業であることも示している。その数字は、三大都市圏以外の地方部の民営事業者に絞るとより深刻の度合いを増し、同期間での収支率は75%から72%に低下している(国土交通省, 2018)。経営改善努力をしている事業者や高収益路線を有する事業者も含んだ全体の数字として、このような厳しい状況にあることは、乗合バス事業が、特に地方部においては、構造的に赤字産業となっていることを示している。人口減少、少子化という構造的な需要減が存在する中で、事業者の努力によって輸送人員が大きく増加するというシナリオを全国的に敷衍できるとはきわめて想像しがたい。また、客単価を上げることは、運賃の上限が規制されている乗合バス事業においては、長距離旅客を増やすなどの努力でしか達成し得ないが、先述した通り、長大化すればするだけ利便性が低下しやすい乗合バスにおいては、長距離を利用する旅客を増やすという戦略もまた現実的ではない。こうした乗合バス事業の構造を認識せずに、補助金の削減を目的に単純に一律の収支改善を求めることは、事業者に対して、その最も抑制しやすいコストである人件費を抑制する後押しをしているに過ぎない。

乗合バス事業の収支率が乗合バス運転手の賃金に対しては負の効果を示しているという本論文の分析結果は、こうした事業全体の構造を認識せずに導入された安易なKPIとそれに基づく補助政策の副作用である可能性についても示唆するものとなった。

**命題3** 労働生産性に加えて労働負荷(運転手一人当たりの実車走行キロ)を説明変数に加えた場合、符号が一定でなく有意性が認められないことがあるが、負荷の影響が有意になるモデルではわずかにマイナスの影響が認められる。

労働負荷が、重回帰分析や相関分析を通して、正負いずれの値になるか安定しなかったが、労働負荷の有意な影響が観測できたモデルのほとんどにおいて、わずかにマイナスの影響が見られた。このことは、地方部長大路線における運転手賃金の抑制という構造が推測され、乗合バス事業の都市部・地方部間格差を示す一断面ではないかと考えられる。このことは、命題2で示した収支率と賃金の正負逆転する関係も含め、労働生産性の賃金への正の影響が大きいことのみをもって、乗合バス運転手の労働市場が適正に機能しており、いずれ人手不足が賃金の上昇につながっていくであろうとは安易に期待できないことになる。

**命題4** 大手グループに属することは、関連する他の変数との多重共線性を留保しなければならぬが、乗合バス運転手の賃金に対してプラスに働く傾向がある。

運転手一人当たりの指標、特に生産性に比べてやや影響度合いは落ちるが、グループ化の状況は一貫してかなり大きな正の影響を運転手賃金に対して与えている。このことは、事業者の経営余力が運転手給与額には影響が大きいのではないかと



ということを推測させる。また、乗合バス事業の規模に関する変数の影響が少ないことも鑑みると、乗合バス事業が他業種からの内部補助を受けていることが多いといった乗合バス事業単体の経営状態と事業者の経営余力との関係が比較的薄いという特徴が分析結果に表れたのではないかと考えられる。

この点から、政策的な示唆として重要なのは、乗合バス事業の効率化施策として、グループ化が政府としても促進されてきた経緯である。国土交通省は、乗合バス事業を中心とした事業者の経営力強化の選択肢の一つとして、経営の統合・集約化を上げている（国土交通省総合政策局公共交通政策部，2017）。また，2020年には，地域の重要なインフラである地域公共交通の維持を目的のひとつとして，乗合バス等への独占禁止法の適用を緩和する法改正も行われた<sup>36</sup>。

グループ化による経営余力の向上が運転手給与額の向上の重要な要素であるとするならば，こうした政府のグループ化促進施策は，運転手賃金の改善，ひいては，運転手不足の解消にも繋がる施策として期待できることとなる。

**命題5 公的補助への依存度合いは，賃金にプラスの方向で影響を与えている。ただし，運賃収入が極めて少ない地方部小規模事業者では，補助金依存率が極めて高い一方で，賃金が低くなる可能性もあり，地域や事業者属性をより詳細に整理した分析で確認する必要があるという留保を要する。**

補助金に依存する事業者は，経営改善努力をしないかできないという点で，意志や能力に欠ける淘汰されるべき事業者として一般には認識されがちであり，そうした事業者に経営改善のインセンティブを与え，あるいは補助金依存へのディスインセンティブを課していくことが，政府の補助政策の基本的スタンスとなっている。しかし，そうした事業者は，「経営改善努力」をしない反面，運転手には高い水準の賃金を支給しており，人手不足に苦しむ業界や，地域の労働経済にはむしろ良い効果を与えていると捉えることもできる。もし，人手不足解決のため，運転手の賃金を上昇させる政策介入を行うとすれば，本論文の分析結果から言えば，事業者の補助金依存率を高めることは最も端的な解決策のひとつとなる。このことは，収支率向上を全国一律に目指すべき目標として掲げたことが，運転手賃金の抑制と人手不足を招いたのだとすれば，そうした目標に従わず，または従えず，補助金依存を強めた事業者においては運転手賃金の維持がなされていたということを示唆している。政府・自治体の財政制約の観点で，事業者の補助金依存率を高めるという政策介入はもちろん現実的ではないが，事業者の「努力」をどのような KPI で誘導すべきか，少なくとも収支率という

---

<sup>36</sup> 2020年3月3日に「地域における一般乗合旅客自動車運送事業及び銀行業に係る基盤的なサービスの提供の維持を図るための私的独占の禁止及び公正取引の確保に関する法律の特例に関する法律案」として閣議決定。2020年4月現在では国会審議中。

[https://www.mlit.go.jp/report/press/sogo12\\_hh\\_000179.html](https://www.mlit.go.jp/report/press/sogo12_hh_000179.html)

KPI だけでは妥当ではないのではないかと示すひとつの証左であろう。

## 命題6 地域ブロックレベルまで下りて分析すると、必ずしも大規模グループに属することが賃金へプラスに働かない。

命題4が全国的には、全国グループのような大規模グループ傘下にある事業者の方が、乗合バス運転手へより高い賃金を支出しているという分析結果は、地域ブロック別の分析においては、例えば、全国グループ化事業者の割合が高まれば賃金の上昇に繋がるかということ必ずしもそうではなく、酒井（2020）が指摘したようにグループ化や分社化の過度の地域への普及が、地域の労働市場を歪めてしまう可能性も示唆されている。特に、分社化については、グループ分社を示すダミー変数自体は、全国グループへの参画を示す指標のため、賃金に正の影響が見られるものの、地域ブロック別の分社化率の分析においては、分社化率が賃金と負の関係を示す場合もあり、グループ化がすなわち分社化の進行であるとすれば、賃金を上昇させるためには安易に歓迎できないものとなる。そのため、先にあげた政府の乗合バス事業者の集約化促進政策に関しても、グループ化の労働市場に与える負の影響について十分に考慮すべきである。

また、大手事業者の地域分社化による賃金抑制は、特に労働組合対策としての側面が強いことが先行研究でも示唆されており（河西，2004），こうした労働組合による労使交渉の機能が低下した分社において運転手賃金が抑制されているという可能性を踏まえ、事業者の統合・集約や分社化のあり方について、どのような対応が可能か検討する余地は少なくない。

以上の、本論文の分析で裏付けられた1から6までの命題をもとに、第1章で立てた「理論的には、乗合バス事業者は、他の公的補助を受けない産業よりも、賃金を上げることが相対的に容易となるはずなのに、乗合バス運転手の賃金が全産業平均に比して低いのはなぜか」という問いに、回答を試みる。

賃金がプラスとなる要因となるのは、生産性とグループ化、そして補助金依存率である。一方でマイナスの影響を与えるのは、収支率、労働負荷に見られる都市と地方の格差、そしてグループ化のプラスの効果を歪める可能性のある地域ブロック市場の特性ということとなる。

そのため、乗合バス事業は、

- ・ 労働生産性が人口減少や運賃上限規制などの様々な要因で十分に上がらない状況の中で、
- ・ 事業者は、収支率向上を求めて、人件費削減努力を一層進めており、
- ・ 都市部と地方部の著しい格差がある中で、
- ・ グループ化の賃金へのプラスの効果も、地域の労働市場が歪んでいる場合には十分に機能せず、

- ・ それらを是正して賃金を上げる効果のある補助金は、依存体質からの脱却を強く求められている

という状況にあるため、全産業平均より低い賃金水準を余儀なくされているのではないか、という説明が可能となる。

特に、補助制度の観点に着目していえば、近年の補助の制度設計が乗合バス事業者に賃金を抑制し、補助依存から脱却するようインセンティブを与えているためであり、逆にそうしたインセンティブにもかかわらず、補助金依存を続けている乗合バス事業者は、補助を受けた事業者の方が受けていない事業者より賃金を維持しやすいという理論通り、賃金水準を比較的維持しているということが示唆される。

## 第7章 将来的な課題

本論文における分析は、地域や事業者が特定される形でのデータの取り扱いができないという制約から、さらなる研究を要する部分が課題として残されている。

第3章における補助金依存率を加えた分析においては、補助金依存率GRの定義式は、 $(\text{補助金合計} / (\text{運送収入} + \text{補助金合計}))$ となっており、被説明変数である運転手の給与額Wは、 $(\text{運転手の給与計} / \text{運転手の支給延べ人員})$ である。そのため、「非常に運送収入が乏しく、実質的には空気を運んでいるようなごく少便数・小型車両によるバス路線」に「多額の補助金を投入」して「極端に少ない人数で運用」していると、補助金依存率GRと運転手の給与額Wの両方が高い状況も起こり得ることとなる。こうした場合のうち、市町村運営となるものは、公営事業として本論文の分析からは除外されているが、実質的には市町村運営でありながら、市町村が乗合旅客運送事業の許可を得ず、当該許可を有する事業者に全面的に委託して運行する場合は、民間路線として、本論文の分析に含まれることとなる。データの取り扱いについて制約が外れるか、又は現行のデータから中山間地の過疎地域運行の小規模事業者を特定し、掘り下げた分析をすることで、より補助政策と運転手給与額の関連について実態に即した分析が可能となると考えられる。本論文の分析は、データの制約と紙幅との関係によって、こうした現場の事例を十分には整理できていないため、第3章末尾に述べたようにモデルによって有意性が一定しない結果となっている。

また、乗合バス事業における政策と賃金との関係を分析する上では、人件費圧縮ではない、政府が本来想定したであろう路線再編などのサービスの適正化・効率化の結果としての経営改善であれば、賃金には正の影響を与えられるのではないかと、という追加的な命題も考えられる。

サービスの適正化・効率化の代理変数としては、例えば、いかに効率的に乗客を獲得できているかを示す指標である路線の距離当たりの輸送人員を輸送効率として分析に組み込むことが考えられる。

しかし、次章で補足するように、輸送効率の指標の妥当性については、分析する重要性は大きいものの、その分析に関しては、本論文におけるデータでは十分ではなく、地域や事業者を絞った手法や追加的な変数を用いた手法によるより精緻な分析が求められる。

上記二点の具体的な観点の分析課題に加え、より総合的な課題としてデータの二次活用に関する課題、及び本論文の射程となる乗合バス事業からさらに他の産業分野へ研究成果を広げていくという点での課題も考えられる。

全国の乗合バス事業者の10年間の個票データの定量分析を本論文では行ってきた。

同様のデータの単年度分を相関分析するのみであった酒井（2020）に比べても、分析の精度がより上がり、収支率の負の影響等、これまでの先行研究では指摘されてこなかった新たな賃金決定要因を浮かび上がらせることとなった。一方で、データ量としては十年分、延べ 2000 者近いものとなったが、質的な側面、すなわち、データの取り扱いに関する制約については、酒井（2020）で取り扱った際と同様、地域ブロックレベルで特定がなされないよう匿名化が求められており、例えば、最低賃金や全産業平均賃金との都道府県レベルでの詳細な比較をしたり、地域の様々な要因の作用を分析するため、都道府県別の産業構造などとの比較をしたりすることは、当該地域の特定につながるおそれがあるため困難となっている。また、当該データを研究二次使用するためのガイドラインが十分整備されていないため、今回活用したデータを筆者以外の研究者が再利用し、分析を再検証することが可能であるか定かではない。

本論文で使用したデータを始めとして、国の許可に基づく事業の多くは事業報告を所管省庁に提出しており、本論文が示唆するように、それらの個票データの二次分析は政策立案及びその検証に際して有用である。一方で、そうした事業報告の多くは、年報や白書等の形で集計値が公表される以上の活用をされておらず、省庁内部においてもデジタル化・フォーマット化された二次分析に活用しやすい形での共有はなされていないことが多い。今後、政府部内で EBPM（Evidenced Based Policy Making：データに基づく政策立案）を進めていく上で、こうした事業報告データの整理や保存、デジタル化・フォーマット化の推進、部内での共有が進められることが必要である。また、そうした政策立案過程を検証し、加えて、政策立案自体にアカデミアの外部リソースを活用するためにも、事業報告データとして何が存在するかのリストの公表とその二次活用ガイドライン整備も重要となる。

こうした EBPM に向けた政府部内データの二次活用については、公的統計についての基本法である統計法も、2007 年の改正で公的統計の二次活用を可能とし、2018 年は、後述する官民データ活用推進基本法も踏まえた対象範囲の拡大が措置されている。

2016 年に成立した官民データ活用推進基本法は主としてインターネット等情報通信技術の発達によるビックデータの活用やデータ連携の必要性を踏まえ、官民データの活用が推進するものだが、特に、乗合バス事業を含む移動分野については、「分野横断的なデータ連携を見据えつつ、政府、地方公共団体、事業者等が保有する分野ごとのデータの集積を進めるとともに、各分野のデータ標準化やデータ連携を進める」べきものとして、同法に基づく官民データ活用推進基本計画の重点分野のひとつに指定されている（内閣官房，2019，73 頁）。

一方で、こうした政府全体の動向は必ずしも政府部内に十分浸透している状況には無く、統計法の改正によって二次活用を可能とする「匿名データ」及び「オーダーメイド集計」の対象統計には、全省庁の公的統計のうち、2020 年 4 月 1 日時点で、「匿名データ」については 9 統計、「オーダーメイド集計」については 31 統計が登録されているのみであり、国土交通省所管分については、後者に建設着工統計が登録され

ているのみという状況である<sup>37</sup>。乗合バス等の地域交通について重要な指標であり、本論文でも利用した道路運送法の事業報告については、原則としてこうした制度化された二次活用ルールは無く、有識者からも地域や研究現場でのより柔軟な活用を求める声があがっている<sup>38</sup>。

また、本論文の分析は、乗合バス事業の人手不足の解決を目的としたものだが、特に地方部において人口減少等から事業全体の経営構造が苦しくなり、人件費抑制に走らざるを得ないが、それがさらに人手不足を招く、という悪循環は他の産業にも共通する場合が少なくない。本論文が示唆した可能性については、人手不足にも関わらず賃金が上昇せず、結果としてさらなる人手不足を招く、という現在の我が国の多くの事業で共通する課題の解決の一助となるのではないかとすることも期待される。

---

<sup>37</sup> 総務省等マイクロデータ利用ポータルサイト（2020年5月12日アクセス）より

<https://www.e-stat.go.jp/microdata/>

<sup>38</sup> 例えば、国土交通省の有識者会合である地域交通フォローアップ・イノベーション検討会の提言では、「データのさらなる活用」として、「バス事業については情報が公開されていないことから、情報を集めるコストが大きくなっている」「大学等 を活用してデータ分析を行うことも検討してほしい」との指摘がなされている。（国土交通省総合政策局等（2019），25頁）

## 第8章 補論

第7章で述べたように、乗合バス事業に対する政府の政策として、路線再編などのサービスの適正化・効率化の促進がある。その結果と、賃金への影響を見るため、以下の通り輸送効率 EF の変数を作成するとともに、生産性 P を分子に、負荷 L を分母にとった輸送効率 EF との多重共線性を防ぐために、生産性 P と負荷 L をモデルから外し、第2章の【重回帰分析 2-3-4】と同様の分析を試行した。

輸送効率 EF = 「輸送人員」 / 「実車走行キロ」

【重回帰分析 2-3-4】までと同様にハウスマン検定を実施したところ、 $\text{chisq} = 84.965$ ,  $\text{df} = 5$ ,  $\text{p-value} < 2.2\text{e-}16$  となるため、主体・時間固定効果モデルが支持される結果となった。その他の関連モデルの分析とも併せた結果は表 8-1 の通りとなった。

表 8 - 1 : 輸送効率を加えた重回帰分析関連モデルの結果概要

		主体・時間 固定効果 モデル	変動効果 モデル(主 体・時間効 果)	時間固定 効果モデ ル	変動効果 モデル(時 間効果)	Pooled 推 定	2016 年の み Pooled 推定
収支率 R	Estimate Std.	-35.0077	-31.7000	-1.3842	-1.2110	-0.7789	20.0851
	Signif. codes	***	***				
規模 S	Estimate Std.	-0.0726	0.0492	0.0399	0.0399	0.0400	0.0384
	Signif. codes	*	***	***	***	***	*
グループ本 社 HQ	Estimate Std.	11.4758	34.8580	45.7902	45.7463	45.6364	33.3021
	Signif. codes		***	***	***	***	**
グループ分 社 BR	Estimate Std.	7.4025	5.8032	4.6265	4.5764	4.4511	0.6231
	Signif. codes	*	***	.	.	.	
輸送効率 EF	Estimate Std.	1.9972	29.7620	36.7499	36.7513	36.7551	29.5091
	Signif. codes		***	***	***	***	***
決定係数		0.0143	0.5346	0.5489	0.5483	0.5457	0.5174
自由度調整済み決定係数		-0.1223	0.5335	0.5461	0.5473	0.5447	0.5062
Hausman 検定							
	chisq =	84.9650		2.8507			
	df =	5		5			
	p-value =	< 2.2e-16		0.7230			
Breusch-Pagan 検定							
	BP =					85.6420	
	df =					5	
	p-value =					< 2.2e-16	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(資料出所：原価報告より筆者作成)

上表の結果を見ると、輸送効率 EF は主体・時間効果固定モデルでは賃金に有意な影響を与えない一方で、有意な結果となったその他のモデルでは、本論文の他の分析では安定して有意な結果となっていた収支率の説明力が大きく落ちる結果となった。

輸送効率がこのように明確な解釈を示せない分析結果となったひとつの要因としては、輸送効率が良い事業者は、その輸送効率ゆえに賃金を高く保てるのではなく、輸送効率が自然と良くなる人口稠密地帯に位置するがゆえに経営母体の余力や隣接市場の高賃金という恩恵を得ることとなり、結果として賃金を高く保っているという可能性が考えられる。そのため、輸送効率は、事業者の経営改善努力を示す変数とはならず、あくまで、事業者の環境の有利不利を示す要因でしか無く、他の様々な立地要因を集合した解釈が困難な変数となっていることがうかがわれる。



政府の補助要綱においては、収支率とともに、乗車している人数の平均である輸送密度をひとつの KPI として補助金額を査定していること、そして、そうした輸送密度の KPI については、全国一律の基準となっており、三大都市圏もそれ以外の地方部も同じ基準が適用され補助金額が査定されており、特に地方部の自治体からは全国一律の基準ではなく、沿線状況に応じた要件適用を求める声があがっている<sup>39</sup>ことを鑑みると輸送効率が、事業者の経営にどのような影響を与えるか、その改善努力の定量的な指標として有意義か、という点は、乗合バス事業への政策介入を考える上で重要な論点となる。

輸送効率の向上は事業者の努力の有無やそれにプレッシャーをかける自治体の政策判断に左右されるのではなく、あくまで当該バス事業が所在する立地状況によるのではないかと、という可能性は、例えば、地域公共交通サービスの改善を図る自治体計画策定の全国的な状況からも示唆される。地域公共交通サービスの改善を図る自治体計画として「地域公共交通網形成計画」の策定が全国で進められており、2020年3月末時点において全国で585件の策定がなされている<sup>40</sup>。この数値は、都道府県一括での計画や複数市町村の共同策定もあることを鑑みれば、同時点で全国1724ある市町村のかなりの割合に浸透したといえるものである。一方で、具体的なネットワークの効率化がなされるものと国土交通大臣の認定を受ける必要のある地域公共交通再編実施計画については、同時点で38件に限られている。自治体のみで意志で策定することが可能な地域公共交通網形成計画と、交通事業者が実際に地域のネットワークを大きく再編する見込みがなければ国土交通大臣の認定がなされない地域公共交通再編実施計画の実績に大きな乖離があるということは、抜本的なネットワークの効率化は、地域のやる気で可能になるのではなく、そもそも効率化可能なケースが限られているのではないかと疑念を強く抱かせるものである。少なくとも、収支率の改善を抜本的なネットワークの効率化で達成するという政府の期待に沿う事例は現行の計画制度を導入して5年以上が経過してもなお少数に限られていることがわかる。

この点について、今後本論文で用いた原価報告をより、地域や事業者を絞り、特定した形で分析することが可能となれば、より実証的な政策評価が可能となると考えられる。

以上

---

<sup>39</sup> 例えば、山形県の政府提案要望では、「事業者は、沿線自治体と連携し、運行効率化や利用促進などの生産性の向上に係る取組みを推進しているものの、中山間地域等では沿線の人口減少から、利用者数の大幅な向上は困難なことから、過疎化の状況や代替輸送手段の有無などの沿線の実態に合わせて乗車密度等の基準を緩和するなどの支援拡充が必要である。」と指摘し、「全国一律の補助算定基準を沿線の状況に応じて緩和すること」を求めている。(山形県(2020), 181-182頁)

<sup>40</sup> 国土交通省「地域公共交通網形成計画策定状況」

<https://www.mlit.go.jp/common/001343663.pdf>

## 参考文献一覧

- 青木亮 (2012) 「乗合バスにおける生活交通路線の維持と協議会の果たす役割」『国際交通安全学会誌』37 巻 1 号, 58-65 頁
- 青木亮・田邊勝巳 (2007) 「規制緩和直後の乗合バス県単補助制度に関する分析」『運輸と経済』67 巻 5 号, 58-71 頁
- 阿部正浩 (2018) 「規制緩和をしても賃金は上がらない—バス運転手の事例から」玄田有史編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶應義塾大学出版会
- 大井尚司 (2009) 「乗合バス事業における規制緩和の影響に関する定量的—考察—費用面の分析から—」『交通学研究』52 巻, 161-170 頁
- 柿本 竜治, 鶴丸 康二 (2009) 「熊本県下の市町村における規制緩和後の生活交通への取組み動向の分析と課題整理」『土木学会論文集 D』65 巻 4 号, 521-533 頁
- 河西宏祐 (2004) 「規制緩和と労使関係の変化」『早稲田大学人間科学研究』17(1), 49-66 頁
- 厚生労働省 (2011~2017) 「賃金構造基本統計」  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/chinginkouzou.html>
- 厚生労働省 (2018) 「一般職業紹介状況 (職業安定業務統計)」  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/114-1.html>
- 厚生労働省 (2019) 「最低賃金改定状況」  
<https://www.mhlw.go.jp/content/11200000/000541154.pdf>
- 国土交通省自動車局 (2016) 「自動車運送事業経営指標 2016 年版」
- 国土交通省自動車局 (2017) 「自動車運送事業経営指標 2017 年版」
- 国土交通省総合政策局等 (2018) 「第 1 回地域交通フォローアップ・イノベーション検討会議事概要」, 1 頁  
<http://www.mlit.go.jp/common/001262326.pdf>
- 国土交通省総合政策局等 (2018) 「第 1 回地域交通フォローアップ・イノベーション検討会配布資料『都市部及び地方部における地域交通の現状』」, 22 頁, 26 頁  
<https://www.mlit.go.jp/common/001259947.pdf>
- 国土交通省総合政策局等 (2019) 「第 5 回地域交通フォローアップ・イノベーション検討会配布資料 6」, 35-38 頁  
<http://www.mlit.go.jp/common/001269665.pdf>
- 国土交通省総合政策局等 (2019) 「地域交通フォローアップ・イノベーション検討会提言本文」  
<https://www.mlit.go.jp/common/001294924.pdf>
- 国土交通省総合政策局公共交通政策部 (2016) 「地域公共交通に関する最近の動向等」  
<http://www.mlit.go.jp/common/001134509.pdf>
- 国土交通省総合政策局公共交通政策部 (2017) 「地域公共交通の活性化及び再生の将

来像を考える懇談会 提言」

[http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei\\_transport\\_tk\\_000062.html](http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei_transport_tk_000062.html)

酒井達朗 (2020) 「地域別の競争環境の差異に基づく乗合バス運転手の賃金を決定する諸要素の分析」『大原社会問題研究所雑誌』735, 56-74 頁

酒井 裕規, 鈴木 裕介 (2011) 「民間バス事業における分社化された組織形態に関する一考察—親子会社間関係からの検討—」『交通学研究／2010 年研究年報』2011 年 54 巻, 145-154 頁総務省統計局 (2017) 「平成 27 年国勢調査」

<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521>

総務省等ミクロデータ利用ポータルサイト (2020 年 5 月 12 日アクセス)

<https://www.e-stat.go.jp/microdata/>

高橋愛典 (2011) 「バス事業規制緩和後の 10 年--需給調整廃止政策の評価に向けて」『商経学叢』57 巻 3 号, 385-405 頁

田中健作 (2012) 「日本におけるバス事業と不採算バス補助政策の動向」『広島大学大学院文学研究科論集』72 巻, 181-195 頁

田中 耕市 (2009) 「中山間地域における公共交通の課題と展望」『経済地理学年報』55(1), 33-48 頁

寺田一薫 (2005) 『地方分権とバス交通 規制緩和後のバス市場』勁草書房

寺田一薫 (2004) 「規制緩和結果の検証—乗合バス市場—」『国際交通安全学会誌』29 巻 1 号, 52-60 頁

独立行政法人国立印刷局 (2020) 「官報号外令和 2 年 5 月 20 日 第 201 回国会参議院会議録第 18 号」

<https://kokkai.ndl.go.jp/minutes/api/v1/detailPDF/img/120115254X01820200520>

とさでん交通株式会社 (2018) 「地方のバス事業者が抱える課題とその早急な対策の必要性について」

<https://www.tosaden.co.jp/download/?t=LD&id=1180&fid=3581>

内閣官房 (2019), 「世界最先端デジタル国家創造宣言・官民データ活用推進基本計画 (令和元年 6 月 14 日閣議決定)」

<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/it2/kettei/pdf/20190614/siryoushi.pdf>

日本経済再生本部 (2019), 「4/3 第 26 回未来投資会議 議事要旨」

<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/miraitoshikaigi/dai26/gijiyoushi.pdf>

日本バス協会 (2018) 「2017 年版 (平成 29 年) 日本のバス事業」

日本バス協会 (2018) 「平成 29 年度事業報告」

<http://www.bus.or.jp/about/H29houkoku.pdf>

日本バス協会 (2017) 「日本のバス事業と日本バス協会の概要」

<http://www.mlit.go.jp/common/001194308.pdf>

労働政策研究・研修機構 (2017) 「データブック 国際労働比較 2017」

[http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2017/05/p179\\_t5-7\\_t5-8.pdf](http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2017/05/p179_t5-7_t5-8.pdf)

山形県 (2020) 「令和 2 年度政府の施策等に対する提案」

[https://www.pref.yamagata.jp/ou/kikakushinko/020060/tyouseipdf/juuyousesaku/reiwa\\_2th/11.pdf](https://www.pref.yamagata.jp/ou/kikakushinko/020060/tyouseipdf/juuyousesaku/reiwa_2th/11.pdf)