

市町村合併に対する都道府県の財政措置の効果 —法定協議会における合併の成否と合意形成に 着目した実証分析—*

米岡 秀眞**
(山口大学経済学部専任講師)

梗概

本研究の目的は、旧合併特例法が適用された時期（1999～2005年度）における市町村合併に主要な焦点を当て、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成就確率と合意形成の速さに与える効果を定量的な実証分析により明らかにすることにある。

これまで市町村合併に関する定量的な実証研究では、特に旧合併特例法が適用された時期における国の財政措置の効果について多数の研究蓄積がある。その一方で、合併の協議の場における各市町村の交渉力の強弱、あるいはそのような交渉力の強弱に伴った合併の合意形成に関する議論が比較的手薄であった。さらに、市町村合併に対する都道府県レベルからの影響が存在する可能性を示唆する事例研究は多数存在するものの、都道府県による合併支援策がもたらす効果が何であるのか、定量的な実証分析によりその解明に成功した研究は管見の限りではほぼ見当たらない。

実証分析では、都道府県レベルと法定協議会レベルのデータの階層性を考慮したマルチレベル分析、ならびに合併が成就するイベントが発生するまでの時間的経過の差異に着目した生存時間分析を行ったところ、①法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率は平均して16.7%ほど高まる、②法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における協議月数は平均して3.021カ月ほど短縮してより速く合併成就に至る、以上の二つの主要な結論を得た。

得られた結論から、都道府県の財政措置が法定協議会における各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで、その合併の成就確率が高まると同時に、協議期間も短縮して合意形成を速めていたことが示唆される。本稿では、先行研究の議論の間隙を埋めることにある程度成功しており、学術上の少なくない貢献があるものと考えられる。

キーワード：法定協議会、合併の成否、合意形成の速さ、都道府県の財政措置、特例交付金制度

2019年7月16日受付 2020年3月24日掲載決定

* 本稿は、2018年度の公共政策学会関西支部大会、計画行政学会中国支部大会の報告論文を大幅に改訂したものである。根本二郎先生（名古屋大学）には、論文の作成段階から数々の有益なコメントを頂いた。また、論文を改訂するにあたり、本誌の2名の匿名レフェリーからも非常に有益なコメントを頂いた。ご議論を頂いたすべての方々へ深く感謝したい。すべての過誤は、当然に筆者の責である。

** 1995年 横浜市立大学商学部卒業、2006年4月～2008年3月 名古屋大学大学院経済学研究科博士課程（前期課程）修了、2017年3月 名古屋大学大学院経済学研究科博士課程（後期課程）修了。1995年4月～1998年6月 財務省（旧大蔵省）東海財務局、2001年4月～2018年3月 三重県庁、2016年4月～2018年3月 愛知工業大学基礎教育センター非常勤講師を経て、2018年4月より現職。日本地方財政学会、公共選択学会、日本公共政策学会、日本計画行政学会、日本行政学会などに所属。主要著書などに、「地方自治体における不祥事と職員給与の減額：公務員の労働インセンティブに着目して」『日本経済研究』（共著、2020年）、「職員構成要因がもたらす人件費の膨張と財政リスク」『公共政策研究』第18巻、128～142頁（2019年）、「地方公務員給与に対する組合組織の影響力：行政職・警察職の比較分析」『自治体学』第32巻第2号、35～41頁（2019年）などがある。

1. はじめに

本研究の目的は、旧合併特例法が適用された時期（1999～2005年度）における市町村合併に主要な焦点を当て、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成就確率と合意形成の速さに与える効果を定量的な実証分析により明らかにすることにある。実証分析を通じて、都道府県の財政措置が法定協議会における各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで、その合併の成就確率が高まると同時に、協議期間も短縮して合意形成を速めていたことが示される。

これまで、市町村合併に関する定量的な実証研究では、特に旧合併特例法が適用された時期における国の財政措置の効果について多数の研究蓄積がある。

財政学では、国の財政措置の効果を明らかにするため、市町村合併が進むことによる歳出削減や人口規模に対する規模の経済性についての検証など、多くの定量的な実証研究の蓄積がある（例えば、上村・鷲見，2003；林，2013；広田・湯之上，2011；Hirota and Yunoue，2017；宮崎，2006；山下，2011など）。あるいは、なぜ合併するのかというような実証研究の蓄積もみられる（広田，2007；中澤，2015；中澤・宮下，2016；宮下，2011；宮下・中澤，2009など）。特にこの分野では国の財政措置の効果に注目が集まってきたことから、個別の市町村を分析単位とした研究が比較的多い傾向にあるといえる。ただし、この種のデータを用いた実証分析では、国による財政措置が市町村全体の総数をどれだけ減少させたかなどについての知見は得られやすいものの、合併の協議の場における各市町村の交渉力の強弱が合併の合意形成にもたらす影響について考察することは難しい。しかし、こうした制約を抱えつつも合併のタイミングに着目した議論も出てくるなど（中澤，2015；中澤・宮下，2016）、他分野ではみられないような視点を持った特徴的な研究も行われている。

一方で、平成の大合併においては合併交渉の進度に応じて「研究会」「任意協議会」「法定協議会」を通じた協議が行われ、最終的に合併に至るという方式がとられていた¹⁾。このうち、旧合併特例法の適用を受けるのに必要となるのが「法定協議会」の設置となる。行政学では、主に事例研究などによって合併の協議の場において各市町村間の交渉や駆け引きが合併の成否に影響を与えることが指摘されてきた。こうした先行研究の知見を踏まえつつ、城戸・中村（2008）では国や都道府県による財政措置の影響を考慮するだけでは十分でないと考え、法定協議会を分析単位として人口規模や財政力の格差などにより生じる各市町村の交渉力の強弱を同時に考慮すべきことを指摘している。この研究の主要な貢献は、国や都道府県による財政措置を個別の市町村にとって外的な「環境的要因」と位置付けた上で、法定協議会における合併の成否がそれ以外の「戦略的要因」、すなわち合併の協議の場における各市町村の交渉力の強弱にも影響を受けることを定量的に明らかにした点にある。

ただし、法定協議会のデータを用いた分析上の課題として、すでに法定協議会という形をとっていることからそもそも合併の確率が高いサンプルを分析していることになるため、法定協議会を合併に進めた要因についての知見は得ることができたとしても、そのことが個別の市町村で合併を促進した要因であるまでとはいえない。このことは、法定協議会を分析単位とした実証分析では個別の市町村でどれほど合併の必要性に迫られているかについての情報を適切に導入できていないという問題が存在することを意味する。この種の問題の対処は難しいものがあり、個別の市町村を分析単位とするか、法定協議会を分析単位とするかについてはそれぞれ一長一短あるといえるが、少なくとも合併の協議の場における各市町村の交渉力

¹⁾ 「研究会」「任意協議会」「法定協議会」の各段階における合併の協議に関しては、城戸・中村（2009）が各市町村の人口の大小に着目した定量的な実証研究を行っているので、あわせて参照されたい。

の強弱が合併の成否や合意形成に与える影響について検討を行う場合には、法定協議会を分析単位とする必要性が出てくるものと考えられる。

これに加えて、行政学では市町村合併に対する都道府県レベルからの影響が存在する可能性を示唆する研究が多数存在する（金井，2007；城戸・中村，2008，2009；西尾，2007；森川，2015；横道・和田，2001など）。特に、横道・和田（2001）や森川（2015）では事例分析により合併に対する都道府県の特例交付金などを例示した上で、都道府県からの協力・支援が合併の促進において重要な役割を持つとの結論を示している。このような先行研究の知見を踏まえた上で、先の城戸・中村（2008）では都道府県ごとの固定効果の存在を懸念し、都道府県ダミー変数を回帰モデルに投入した上で実証分析を行っている。市町村合併に関して都道府県ごとの固定効果を分析において考慮するのは、財政学などを含めて他分野における議論ではほぼみられない視点といえる。ただし、この研究の前提として都道府県ごとの固定効果が仮に存在していたとしても、回帰モデルにおいてダミー変数によりコントロールすることとどまっていることから、直接的にその効果が何であるのかまでは明らかにできていない。

以上のことを踏まえると、合併の成否について検討するにあたり個別の市町村を分析単位として国の財政措置の効果のみに着目するのは不十分である可能性が出てくる。また、これまでの先行研究では合併の協議の場における各市町村の交渉力の強弱、あるいはそのような交渉力の強弱に伴った合併の合意形成に関する議論が比較的手薄であったともいえる。さらに、先行研究の中には法定協議会を分析単位とした定量的な実証研究がいくつか存在するものの、都道府県による合併支援策がもたらす効果が何であるのか、その解明に成功した研究は管見の限りではほぼ見当たらない。

本稿では、こうした先行研究における議論の間隙を埋めるため、旧合併特例法が適用された時期の市町村合併に主要な焦点を当て、国の財政措置による影響を推計上考慮しつつ、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成就確率と合意形成の速さに与える効果を定量的な実証分析により明らかにしていく。

実証分析では、都道府県レベルと法定協議会レベルのデータの階層性を考慮したマルチレベル分析、ならびに法定協議会で合併成就のイベントが発生するまでの時間的経過の差異に着目した生存時間分析を行ったところ、①法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率は平均して16.7%ほど高まる、②法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における協議月数は平均して3.021カ月ほど短縮してより速く合併成就に至る、以上の二つの主要な結論を得た。得られた結論から、都道府県の財政措置が法定協議会における各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで、その合併の成就確率が高まると同時に、協議期間も短縮して合意形成を速めていたことが示唆される。

本稿の構成は、次のとおりとなる。続く第2節では、研究の背景について概観する。第3節で、実証分析を行う。第4節で、結論を示す。

2. 研究の背景

2-1. 平成の大合併に対する国と都道府県の対応

わが国における平成の大合併において、特に合併が推進されたのは旧合併特例法が適用された時期においてであった。合併の促進に向けて当時の国や都道府県がどのような対応をとったのか、本稿と関連する限りにおいて、以下で概略を述べてみたい。

国は1995年に合併特例法を改正して、市町村合併の障害を除去するという方向から合併を推進するとの

方向性に転換した。しかし、法改正後の合併がわずか3件にとどまっていたことから1999年に合併特例法を再度改正して、合併を行った自治体に対して地方交付税の配分における優遇措置や地方債の起債要件の緩和などの財政措置を決めている。2004年12月24日の「今後の行政改革の方針」では、与党行財政改革推進協議会において「市町村合併後の自治体数の目標を1000とする」という方針を踏まえ、自主的な市町村合併を積極的に推進し自治体の行財政基盤を強化することを示している。

さらに、自治省（現総務省）は政権の意向を受けて、財政措置以外の働きかけとして「市町村の合併の推進についての指針の策定について（平成11年8月6日付け自治振第95号）」により、都道府県に対して「市町村の合併の推進についての要綱（合併推進要綱）」を策定することを義務付けた。その上で、市町村合併に向けた取り組みについて積極的な支援に努めるよう要請している。

これを受けて、都道府県では合併推進要綱を策定した上で、管内における市町村合併の促進について各種の支援策を実施することとなった。支援策の分類としては、①市町村合併支援本部の設置、②合併重点支援地域の指定、③人的支援（職員の派遣、アドバイザー制度の創設）、④財政措置（特例交付金、補助金、貸付金など）、以上の四つが主としてあげられる。

表1は2002年5月時点における各都道府県の支援策の有無をまとめたものである。なお、表におけるデータは三重県政務調査課『市町村合併の動きと各都道府県の取組について』の調査報告書から得たものとなる²⁾。この表の限りでは、市町村合併の支援策の状況には金井（2007）でも指摘されるような都道府県ごとの「温度差」とも呼ぶべき傾向があるように見受けられる。

表1 各都道府県における合併支援策の状況

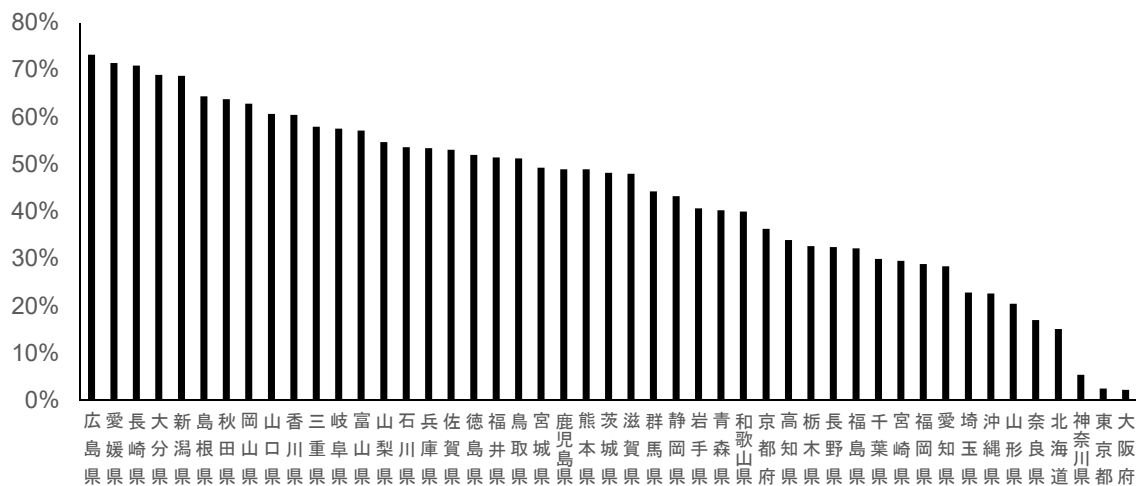
都道府県名	支援本部の設置	支援プランの作成	職員の派遣	アドバイザー制度の創設	特例交付金の導入	補助金の導入	貸付金の導入	都道府県名	支援本部の設置	支援プランの作成	職員の派遣	アドバイザー制度の創設	特例交付金の導入	補助金の導入	貸付金の導入
北海道	○	○	○	○	×	○	×	滋賀県	○	×	×	×	○	○	×
青森県	○	○	○	×	○	×	×	京都府	○	×	×	×	×	○	×
岩手県	○	×	×	×	×	×	○	大阪府	○	×	×	×	×	×	×
宮城県	○	○	×	×	○	×	×	兵庫県	○	×	×	×	×	○	×
秋田県	○	○	×	×	×	○	×	奈良県	○	×	○	×	×	○	○
山形県	○	○	×	○	○	×	×	和歌山県	○	×	○	○	×	○	×
福島県	○	×	×	×	×	×	×	鳥取県	○	×	×	×	○	×	×
茨城県	○	×	×	×	○	○	×	島根県	○	×	○	×	○	○	×
栃木県	○	○	○	×	○	○	×	岡山県	○	×	×	×	×	×	×
群馬県	○	×	×	×	×	×	×	広島県	○	○	○	×	○	○	×
埼玉県	○	×	×	×	×	×	×	山口県	○	×	×	×	×	○	○
千葉県	○	○	○	○	×	○	○	徳島県	○	○	○	×	×	○	○
東京都	○	○	×	×	○	×	×	香川県	○	×	○	×	○	○	○
神奈川県	○	×	×	×	×	○	×	愛媛県	○	×	×	×	×	×	×
新潟県	○	○	○	×	×	○	×	高知県	○	×	×	×	×	×	×
富山県	×	×	×	×	×	○	×	福岡県	○	×	×	×	○	×	×
石川県	○	×	×	×	○	○	×	佐賀県	○	×	×	×	○	×	×
福井県	○	○	×	×	○	○	×	長崎県	○	○	×	×	○	×	○
山梨県	○	○	×	×	○	○	×	熊本県	○	×	×	×	○	×	×
長野県	○	×	×	×	○	×	×	大分県	○	○	×	×	○	×	×
岐阜県	○	×	×	×	×	×	×	宮崎県	○	×	×	×	○	○	×
静岡県	○	×	×	○	○	×	×	鹿児島県	○	×	×	×	○	×	×
愛知県	○	○	○	○	○	×	×	沖縄県	○	○	○	×	○	×	×
三重県	○	○	×	○	○	○	○								
								合計	46	18	13	8	26	23	9

注) 以下の資料をもとに、表は筆者作成
出所) 三重県政務調査課（2002）『市町村合併の動きと各都道府県の取組について』

²⁾ 2002年の当時、北川県政下の三重県では市町村合併に対する支援策に関しての情報を得るために各都道府県に対して情報照会を行っており、その結果は県議会に対しても政務調査資料（平成14年6月11日付けB第2号）として提供されている。管見の限りで、現時点において本調査結果が蔵書されているのは三重県議会図書室のみとなるが、現在、本資料は来室者に対しても一般公開されている。

図1は1999年4月1日時点の都道府県ごとの市町村数を基準として2006年4月1日時点における市町村数の減少率を示したグラフである。このグラフからもわかるように、都道府県ごとでみた市町村合併の推進状況には実際に相当な差異が存在している。このような差異が生じるのは、合併を検討している個別の市町村や法定協議会を取り巻く地域固有の事情（例えば、各市町村の人口規模や財政状況など）によるのかもしれないが、本稿で特に着目するのは都道府県の行政区域を境にして都道府県レベルからもたらされる地域固有の事情となる。

図1 各都道府県における市町村数の減少率



注) 以下の資料をもとに、図は筆者作成

出所) 総務省ホームページ「市町村合併資料集」〈<http://www.soumu.go.jp/kouiki/kouiki.html>〉(2019年1月29日参照)

2-2. 各都道府県における特例交付金制度の導入状況

本節では、前節で示した各都道府県の合併支援策の中でも、特例交付金制度の導入状況に焦点を当てた検討を行う。その理由として、①市町村合併の支援策の中でも、特例交付金制度は合併後に財政措置を受けられるものであり、詳細は後述するが国の財政措置とは異なる基準を用いた制度設計であること、②特例交付金の金額は億円単位であるのが一般的である一方で、補助金や貸付金の場合には概ね百万円単位が多く比較的少額であること、③補助金は法定協議会を設置する際のものであることが多く、かつ財政措置としては単発的であること、以上の三点をあげることができる。その他、人的支援についても補助金と同様に法定協議会を設置する際の補助的なものであり、かつ支援策としては単発的であるといえる。このように、特例交付金以外の各支援策は法定協議会の設置を主たる目的としたものが多く、あくまで補助的な位置付けに過ぎない。都道府県からの支援策の中で法定協議会における合併の成否や合意形成に最も影響を与えることが想定されるのは特例交付金であると考えられることから、以下、これに焦点を当てた検討を行っていく。

森川（2015）では、都道府県ごとの市町村合併の推進状況、さらには合併支援策も含めた検討を事例分析により行っているが、特例交付金制度に関しては北海道市町村課『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』の調査報告書を踏まえた上で、詳細な検討が行われている³⁾。なお、森川（2015）では「合併

³⁾ 管見の限りで、特例交付金制度の導入状況などに関して、すべての都道府県を対象に網羅的に調査したのは、2002年度の三重県政務調査課による調査と2005年度の北海道市町村課による調査の二つのみとなる。なお、筆者が総務省にも同様の調査を行ったか否かについて確認をとったところ、行っていないとの回答を得ている。

特別交付金」，北海道の調査結果では「合併市町村特例交付金」など様々な呼ばれ方があるが，本稿では統一して特例交付金としている。

表2は北海道市町村課による調査報告書，ならびに各都道府県の合併推進要綱・特例交付金要綱を基にして，特例交付金制度の有無，導入時期，算定式，上限設定額についての概要をまとめたものとなる（算定式におけるnは合併に関係した市町村数を表す）。この表から，特例交付金制度の導入団体数は2002年4月時点で27団体となり，2004年4月時点では42団体に至ったことがわかる。そして，旧合併特例法の期限となる2005年度までに特例交付金制度を導入していた42団体中，19団体において同一の算定式が用いられていたこともわかる⁴⁾。

表2 特例交付金制度の概要

都道府県名	制度導入の有無	制度導入の時期	(単位は億円) 算定式	(単位は億円) 上限設定額	都道府県名	制度導入の有無	制度導入の時期	(単位は億円) 算定式	(単位は億円) 上限設定額
北海道	×	—	—	—	京都府	×	—	—	—
青森県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし	大阪府	○	2002年7月	$2.5 \times n$	なし
岩手県	○	2002年8月	$5+(n-2) \times 1$	なし	兵庫県	×	—	—	—
宮城県	○	2002年4月	5	なし	奈良県	○	2003年3月	$1 \times n$	なし
秋田県	○	2004年4月	$2 \times n$	なし	和歌山県	○	2004年4月	$1 \times n$	なし
山形県	○	2002年4月	$0.5 \times n$	なし	鳥取県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
福島県	○	2004年4月	$1 \times n$	なし	島根県	○	2002年4月	$2.5 \times n$	なし
茨城県	○	2002年4月	$2.5 \times n$	なし	岡山県	○	2002年7月	$5+(n-2) \times 1$	なし
栃木県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10	広島県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 2.5$	なし
群馬県	×	—	—	—	山口県	○	2002年11月	$1 \times n \times \text{人口加算}$ $\times \text{面積加算}$	なし
埼玉県	○	2004年4月	$0.8+(n-2) \times 0.2$	なし	徳島県	○	2004年4月	$3+(n-2) \times 1$	10
千葉県	○	2003年4月	$5+(n-2) \times 1$	10	香川県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
東京都	○	2000年7月	予算の範囲内	—	愛媛県	×	—	—	—
神奈川県	○	2004年4月	5	—	高知県	○	2004年4月	$1 \times n + \text{面積等加算} +$ 公債費負担格差加算	なし
新潟県	○	2003年4月	$5+(n-1) \times 1$	なし	福岡県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし
富山県	○	2004年4月	$1 \times n$	8	佐賀県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
石川県	○	2001年4月	$2.5 \times n$	なし	長崎県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 2$	20
福井県	○	2000年4月	$5+(n-2) \times 1$	10	熊本県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし
山梨県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし	大分県	○	2000年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
長野県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10	宮崎県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
岐阜県	○	2003年4月	$5+(n-2) \times 1$	10	鹿児島県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	10
静岡県	○	2002年4月	$2.5 \times n$	10	沖縄県	○	2001年5月	$3+(n-2) \times 1$	なし
愛知県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし					
三重県	○	2002年4月	$5+(n-2) \times 1$	なし					
滋賀県	○	2002年4月	$5+(n-5) \times 0.5$	なし					
					合計		42		

注) 以下の資料をもとに，表は筆者作成

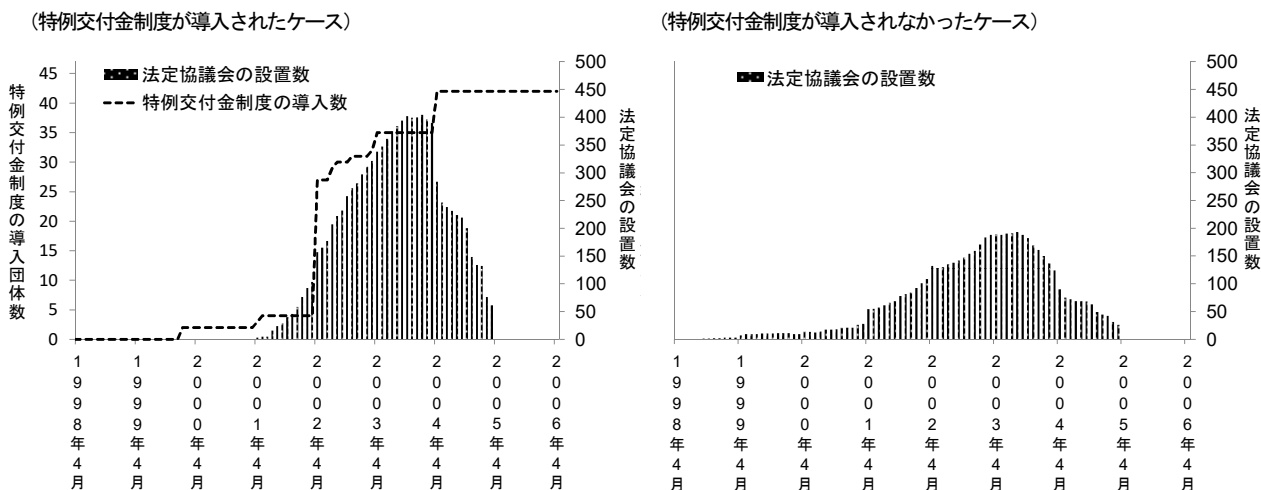
出所) 北海道市町村課 (2006) 『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』各都道府県の合併推進要綱・特例交付金要綱

図2は法定協議会の設置数と都道府県における特例交付金制度の導入団体数の推移を月単位で示したものである。左側のグラフは都道府県に特例交付金制度が導入されたケース，右側のグラフは特例交付金制度が導入されなかったケースとして，それぞれ区分けして示している。左側のグラフをみると，法定協議会の設置数は2001年4月以降に急激な増加傾向を示しており，2004年1月において頂点に達している。そして，都道府県における特例交付金制度の導入団体数は2002年4月に急激に増加しており，2004年4月において最大数に達している。その一方で，右側のグラフをみると，法定協議会の設置数はそ

⁴⁾このような同一の算定式が用いられた理由として考えられるのは，2000年4月に福井県と大分県で初めて導入された算定式を基準とした都道府県間の参照行動，あるいは横並び意識に基づいた相互参照行動が存在していたものと推察される。

れほど急激な増加傾向を示していないように見受けられる。これらのグラフによる比較から管内における法定協議会の設置状況を踏まえた上で、その合併の成就を後押しするための方策として各都道府県が特例交付金制度を導入したという可能性が考えられる。若しくは、法定協議会を構成する市町村側からそのような後押しを要求され各都道府県が特例交付金制度を導入したという可能性も考えられるかもしれない。

図2 法定協議会の設立と特例交付金制度の導入の推移



注) 以下の資料をもとに、図は筆者作成

出所) 総務省ホームページ「合併デジタルアーカイブ」〈<http://www.gappei-archive.soumu.go.jp/>〉(2019年1月29日参照)
 北海道市町村課(2006)『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』
 各都道府県の合併推進要綱および特例交付金要綱

一方で、法定協議会が設置されてから合併が成就するまで標準的にはどれくらいの期間を要するのだろうか。総務省の「市町村の合併に関する研究会」における『市町村合併法定協議会運営マニュアル』では、法定協議会の標準的な協議期間は20.2カ月であることが記されている。2001年に「市町村合併法定協議会運営マニュアル研究会」がまとめたマニュアルでも、法定協議会の設置準備も含めた標準的な協議期間は22カ月となることが記されている。さらに、これまでの市町村合併に関する先行研究の議論においても、法定協議会の設置から合併に至るまでの期間として2年程度となることを想定した検討が行われている(上村・鷺見, 2003; 中澤・宮下, 2016; 宮崎, 2006など)。

図3は都道府県における特例交付金制度の導入団体数と法定協議会における合併成立数の推移を月単位で示したものである。左側のグラフは都道府県に特例交付金制度が導入されたケース、右側のグラフは特例交付金制度が導入されなかったケースとして、それぞれ区分けして示している。左側のグラフをみると、法定協議会における合併成立数の増加傾向が顕著となってきた2004年度より少なくとも2年以上前に都道府県で特例交付金制度の導入が進んでいたことが確認できる。また、左側と右側のグラフを比較すると、法定協議会における合併成立数は2005年度以降において左側のグラフの方が急激に増加しているが、右側のグラフではそれほど急激な増加傾向を示していないようにも見受けられる。つまり、左側のグラフの特例交付金制度が導入されたケースで、法定協議会における合併成立数が増加傾向を示すようになるまでの時間的間隔、さらには左側と右側のグラフにおける合併成立数の増加傾向の違いをあわせて踏まえると、都道府県で特例交付金制度の導入が進んだことで管内における市町村合併の推進に影響を与えていた可能性を指摘できる。

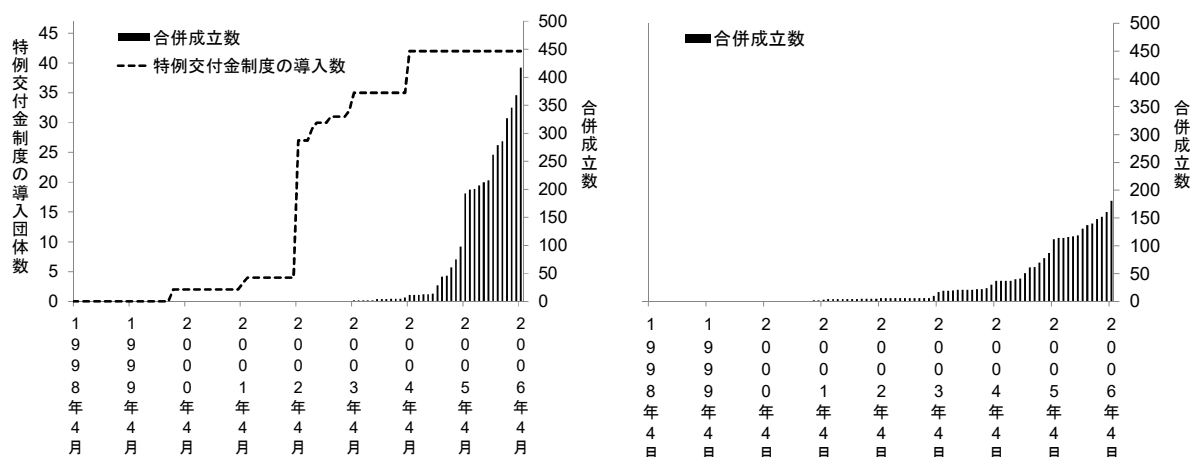
先行研究の議論では法定協議会の設置時期が遅くなったケースで、旧合併特例法の期限に近い年度にな

るほど協議期間が短かったとしても、法定協議会における合併協議を短く切り上げて合併成就に至る傾向にあったことが指摘されている(中澤・宮下, 2016; 宮下・中澤, 2009)。こうした現象が観察されるのは、旧合併特例法の期限切れ間近になり財政状況によりやむを得ず合併しようとする市町村が相当数存在していたことによるものと推察される。このような状況下で、国の財政措置に加えて都道府県の財政措置により合併成就をさらに後押しされた場合、法定協議会における合併の成就確率が高まると同時に、各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで合意形成が速まり、より短い協議期間で合併を成就させる方向に作用したことが考えられる。

図3 特例交付金制度の導入と法定協議会における合併成立数の推移

(特例交付金制度ありのケース)

(特例交付金制度なしのケース)



注) 以下の資料をもとに、図は筆者作成

出所) 総務省ホームページ「合併デジタルアーカイブ」〈<http://www.gappei-archive.soumu.go.jp/>〉(2019年1月29日参照)
 北海道市町村課 (2006) 『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』
 各都道府県の合併推進要綱および特例交付金要綱

さらに、表3は1998年度の市町村決算データをもとに団体区分別の歳入状況の内訳(平均値)についてまとめたものである。この表を踏まえると、財政規模の小さい市や町村などに対して特例交付金は相対的により大きな金額となっていることが確認できる。先に検討した特例交付金の算定式では人口規模の大小や財政力の高低ではなく、合併に関係した市町村数などを基準としていたことをあわせて踏まえると、国の財政措置の金額規模と比べればそれほど大きな金額ではないにしても、財政措置を受ける際のこうした基準の違いによって合併に対し異なる効果をもたらす可能性が考えられる。

表3 団体区分別でみた市町村の歳入内訳

単位: 億円

	全体	政令市	中核市	市	町村
歳入総額	156.5	8730.5	1538.4	367.4	56.7
地方税	55.2	3404.2	669.2	155.0	11.5
地方譲与税	1.4	52.1	12.4	3.3	0.6
地方交付税	27.1	557.6	137.6	45.8	19.4
うち普通交付税	24.2	515.7	127.0	39.3	17.6
うち特別交付税	2.9	41.9	10.5	6.5	1.8
地方債発行高	18.8	1336.0	189.1	39.3	6.7
団体数	3226	12	13	639	2562

注) 以下の資料をもとに、表は筆者作成

出所) 総務省『統計でみる市区町村のすがた』

以上の検討をまとめると、①法定協議会の設置数に急激な増加傾向がみられた後に、都道府県で特例交付金制度の導入団体数が増加している、②都道府県で特例交付金制度が導入されているか否かで、法定協議会における合併成立数の増加傾向に違いがみられる、③法定協議会における協議期間は標準的に2年程度を要するとされるものの、旧合併特例法の期限までの限られた期間において、法定協議会の設置時期が遅くなったケースでは協議期間が短くても合併成就に至る傾向にあった、④特例交付金制度の算定式は国の財政措置とは異なった制度設計となっており、合併に関係した市町村数などを基準としたものとなっている、以上の四点があげられる。これらの点を総合して踏まえると、旧合併特例法による国の財政措置があったとしても国とは異なる基準を用いた都道府県の財政措置により、法定協議会における合併の成就確率が高まるだけでなく、各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで合意形成が速まり、より短い協議期間で合併成就することが考えられる。

3. 実証分析

3-1. データと仮説設定

前節までの議論を踏まえつつ、これまでの先行研究における議論の間隙を埋めるため、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成就確率と合意形成の速さに与える効果を実証分析により明らかにする。具体的には、以下の二つの仮説を設定して検証する。

仮説 1：法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率は平均的に高まる。

仮説 2：法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における協議期間は平均的に短縮してより速く合併成就に至る。

本節では、設置された法定協議会における合併の成就確率と合併成就の速さに関して、都道府県における特例交付金制度の有無に着目し、データの階層性を考慮したマルチレベル分析、ならびに時間的経過の差異に着目した生存時間分析による実証を行う。

分析に使用するデータは、都道府県レベルの変数と各市町村で構成される法定協議会レベルの変数を同時に用いることとなる。分析では、旧合併特例法が適用された時期において合併が成就、若しくは成就しなかった 896 の法定協議会を分析対象とした。これに都道府県レベルの変数として特例交付金制度に関するデータを加え、その効果を定量的に明らかにする。特に法定協議会に着目する理由は、旧合併特例法の適用を受けるために設置が必要となる法定協議会において、その合併の成否と合意形成に対する都道府県の財政措置の効果を明らかにしたいためである。

各仮説の検証において、被説明変数は法定協議会における合併の成否ダミー（成就=1, 不成就=0）を、さらに仮説 2 に関する予備的考察として法定協議会における協議月数（単位：月）をそれぞれ用いることとする。説明変数には、法定協議会を分析単位として各市町村の交渉力の強弱を考慮した分析を行っている城戸・中村（2008）の変数投入法を参考にして、市町村合併に関するデータ、1998 年度時点の財政変数、1995 年度時点の社会人口変数のデータを用いる。具体的に、「市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しない=0）」、「特例市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しない=0）」、「中核市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しな

い=0)」、「法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合」⁵⁾、「法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差」⁶⁾、「法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー(あり=1,なし=0)」をそれぞれ回帰モデルに投入する。これらの変数を投入する理由は、市、特例市、中核市への昇格の有無などの条件の違い、さらには法定協議会における各構成団体の人口規模と財政力の格差の組み合わせが、法定協議会における合併の成否や合意形成に影響を与えることを想定するためである。一方で、特例交付金制度については1999年度時点ではどの都道府県も導入していなかったが、既述のように、最終的には42団体が導入するに至っている。特例交付金制度の状況については分析の対象期間中に大きく変化したことも踏まえて、法定協議会の設置時に都道府県で特例交付金制度が導入されているか否かで「特例交付金制度の有無ダミー(制度あり=1,制度なし=0)」を作成して変数投入を行う。以上の分析枠組みにより、既存研究の検討とほぼ同様に法定協議会における合併の成否や合意形成が各構成団体の人口規模と財政力の格差に伴う交渉力の強弱に影響を受けることを想定した上で、都道府県による特例交付金制度の導入効果を捉えることが可能となる。

表4では、分析に使用するデータの記述統計を示している。データについては、すべて一般に入手可能な公開されているものを用いる。まず、市町村合併に関するデータは総務省ホームページ「合併デジタルアーカイブ」から入手した。次に、特例交付金制度に関するデータは三重県政務調査課『市町村合併の動きと各都道府県の取組について』と北海道市町村課『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』の各調査報告書により制度の導入時期が判明している分についてはそれを用い、これらの資料によっても判明しない場合、各都道府県の合併推進要綱、若しくは特例交付金要綱を参照して補った。その他のデータは、総務省『統計でみる市区町村のすがた』から入手した。

ここで、筆者が各仮説を設定するにあたり背景にあると考えるメカニズムは、以下のとおりとなる。

既述のとおり、法定協議会における協議期間は標準的に2年程度を要するとされていたが、旧合併特例法の期限(2005年3月31日)に近い年度になるほど法定協議会における協議を短く切り上げて合併成就に至ることが先行研究により指摘されている(中澤・宮下, 2016; 宮下・中澤, 2009)。その背景として、旧合併特例法の期限切れ間近に財政状況によりやむを得ず合併しようとする市町村が相当数存在していたことが考えられる。このような状況下で、国とは異なる基準(合併に関係した市町村数という基準)を用いた都道府県の財政措置により合併成就をさらに後押しされた場合、法定協議会における合併の成否と合意形成の速さの各側面、すなわち意思決定の側面から影響を与えることが考えられる。具体的に、法定協議会における合併の成就確率が高まると同時に、各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで合意形成が速まり、より短い協議期間で合併成就する方向に作用することが想定できる。このような想定のもと、実証分析において被説明変数を法定協議会における合併の成否ダミーとしたマルチレベル分析において、国の財政措置による影響を推計上コントロールしてもなお、特例交付金制度の有無ダミーの推定係数の符号はプラスで有意となることが予想される。また、被説明変数を法定協議会における合併の成否ダミーとしたCox比例ハザードモデルにおいて、国の財政措置による影響を推計上コントロールしてもなお、特例

⁵⁾ 城戸・中村(2008)では、法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合のことを「政治リーダー」、法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差を「財政力格差」、法定協議会における人口が最大でありかつ財政力指数も最大の自治体を「政治財政リーダー」とそれぞれ定義している。特に、「政治リーダー」について検討する理由として、ある自治体と合併相手との間における人口割合の大小は、合併後に行われる選挙を考えた場合、必然的に合併前に人口の多い地区の政治的影響力が大きくなり、合併の成否や合併交渉にも影響を与えることが考えられるためである。

⁶⁾ ある自治体と合併相手との間における財政力の格差について検討する理由として、より財政力の高い自治体の方が単独でも自治体として存続できるという点で、財政力の低い自治体よりも合併をしないという選択肢を選べる可能性があり、そのような財政力の格差が合併の成否、あるいは合併の交渉にも影響を与えることが考えられるためである。

交付金制度の有無ダミーのハザード比は1よりも大きい α 倍で有意となることが予想される。さらに、仮説2に関する予備的考察として、被説明変数を法定協議会における協議月数としたマルチレベル分析において、国の財政措置による影響を推計上コントロールしてもなお、特例交付金制度の有無ダミーの推定係数の値はマイナスで有意となることが予想される。

表4 データの記述統計

	変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	出所
1	法定協議会における合併の成否ダミー（成就=1, 不成就=0）	896	0.667	0.471	0.000	1.000	①
2	特例交付金制度の有無ダミー（制度あり=1, 制度なし=0）	896	0.670	0.471	0.000	1.000	②③④
3	市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しない=0）	896	0.871	0.336	0.000	1.000	①
4	特例市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しない=0）	896	0.051	0.221	0.000	1.000	①
5	中核市への昇格ダミー（昇格=1, 昇格しない=0）	896	0.068	0.252	0.000	1.000	①
6	法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合（%）	896	63.771	19.953	16.229	99.776	①⑤
7	法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差（ポイント）	896	0.201	0.189	0.000	1.810	①⑤
8	法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー（あり=1, なし=0）	896	0.833	0.374	0.000	1.000	①⑤
9	法定協議会における構成団体数（団体）	896	3.544	1.906	2.000	14.000	①
10	法定協議会における協議月数（月）	896	17.843	7.925	1.533	49.700	①
11	2001年度協議開始ダミー	896	0.025	0.155	0.000	1.000	①
12	2002年度協議開始ダミー	896	0.232	0.422	0.000	1.000	①
13	2003年度協議開始ダミー	896	0.404	0.491	0.000	1.000	①
14	2004年度協議開始ダミー	896	0.327	0.469	0.000	1.000	①

注) データについて、①から⑤の資料名は以下のとおりとなる。

出所) ①総務省「合併デジタルアーカイブ」〈<http://www.gappei-archive.soumu.go.jp/>〉(2019年1月29日参照)

②三重県政務調査課(2002)『市町村合併の動きと各都道府県の取組について』

③北海道市町村課(2006)『日合併特例法の下における市町村合併の進展』

④各都道府県の合併推進要綱・特例交付金要綱

⑤総務省『統計でみる市区町村のすがた』

3-2. 推定法について

各仮説の検証にあたり、本稿の実証分析ではこれまでの先行研究の分析アプローチとは異なり、マルチレベル分析⁷⁾と生存時間分析⁸⁾を併用する。社会心理学の分野では、従前より階層構造を持つデータに対して分析精度を向上させようとする問題意識がみられ、マルチレベル分析に関して相当な研究蓄積が存在する(Gonzalez and Griffin, 2000; Raudenbush and Bryk, 2002; Robinson, 1950; 清水, 2014)。一方で、生存時間分析は臨床統計学の分野で主に発達してきた分析手法となるが、近年では労働経済学や財政学など社会科学分野でも実証研究における適用事例があげられる(例えば、清家・山田, 2004; 中澤, 2015; 中澤・宮下, 2016; 樋口・深堀, 2013 など)。以下、本稿に必要な限りにおいてこれらの分析手法の基本的な考え方について述べる。

まず、法定協議会レベルの変数のみを用いた、以下のような通常のロジットモデルを考える。

$$Y_i = \alpha_0 + X_i\beta + u_i \quad (1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

⁷⁾ マルチレベル分析の考え方については、清水(2014)や鷲見(2017)などが詳しい。なお、異なる階層構造を持ったデータに対する分析手法は、各分野によりマルチレベル分析、階層線形モデル、一般化線形混合モデルなどとも呼ばれることがあるが、本稿では統一してマルチレベル分析としている。

⁸⁾ 生存時間分析の考え方については、Yamaguchi(1991)やCleaves, Gould et al.(2004)などが詳しい。

Y は法定協議会において合併が成就したかどうかを表す二値の変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 u は誤差項、 α_0 、 β は推定すべきパラメータとなる。また、添え字の i は法定協議会を表す。

ここで、観察されない何らかの要因により、被説明変数となる法定協議会における合併の成否について都道府県ごとに違いがみられる場合、同一集団（同一の都道府県）に属する法定協議会同士で互いに相関関係が生じている可能性がある。その場合、推定において前提条件の一つである誤差項の独立性が成立しないことがあり、以下の (3) 式のように、その種の相関関係を許容した推定を行う必要性が出てくる。

$$Y_{i,j} = \delta_0 + X_{i,j}\beta + v_j + u_{i,j} \quad (3)$$

$$Y_{i,j} = \alpha_0 + X_{i,j}\beta + u_{i,j} \quad (4)$$

$$\alpha_{0j} = \delta_0 + v_j \quad (5)$$

Y は法定協議会において合併が成就したかどうかを表す二値の変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 u 、 v は誤差項、 δ_0 、 β は推定すべきパラメータとなる。また、添え字の i は法定協議会を、 j は都道府県を表す。

さらに、仮説1の検証に関しては都道府県レベルの変数を回帰モデルに投入して分析を行うことになる。そこで、都道府県による特例交付金制度の導入が被説明変数である法定協議会における合併の成否に対して説明力を持つ状況下では、(3) 式の場合と同様に、同一集団（同一の都道府県）に属する法定協議会レベルの変数間で互いに相関関係が生じている可能性がある。その場合、推定において前提条件の一つである誤差項の独立性が成立しないことがあり、その種の相関関係を許容しつつ、都道府県レベルの変数の効果を明らかにするには、以下の (6) 式のようなマルチレベル分析を用いる必要性が出てくる。

$$Y_{i,j} = \delta_0 + Z_j\theta + X_{i,j}\beta + v_j + u_{i,j} \quad (6)$$

$$Y_{i,j} = \alpha_0 + X_{i,j}\beta + u_{i,j} \quad (7)$$

$$\alpha_{0j} = \delta_0 + Z_j\theta + v_j \quad (8)$$

Y は法定協議会において合併が成就したかどうかを表す二値の変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 Z は都道府県レベルの変数ベクトル、 u 、 v は誤差項、 δ_0 、 θ 、 β は推定すべきパラメータである。また、添え字の i は法定協議会を、 j は都道府県を表す。

マルチレベル分析とは、被説明変数である法定協議会における合併の成否に対して法定協議会レベルの変数だけで説明できない場合、言い換えると同一集団（同一の都道府県）に属する法定協議会レベルの変数間で互いに相関関係が生じている場合において、その種の相関関係を許容しつつ、法定協議会レベル（レベル1）の変数と都道府県レベル（レベル2）の変数を同時に回帰モデルに導入して都道府県レベルの変数の効果を明らかにすることを可能にするものである⁹⁾。

マルチレベル分析と通常のロジットモデルのいずれを選択すべきかについては、尤度比検定を行うことで判別することになる。具体的には、以下の (9) 式の検定統計量 L について、ランダム効果がない（切片分散=0）という帰無仮説のもとで自由度1のカイ二乗分布に従うかを検定することになる。

⁹⁾ ここでの説明は、単純化のため法定協議会レベルと都道府県レベルの2レベルのみとしているが、さらに年度ショックを同時に考慮したいような場合には、年度ダミーをレベル3の変数として扱い、3レベルのマルチレベル分析も可能である。

$$L = 2(l_1 - l_0) \quad (9)$$

l_1 はランダム切片モデルの対数尤度、 l_0 はランダム切片を含まない通常のロジットモデルの対数尤度である。ランダム効果がない（切片分散=0）という帰無仮説が棄却される場合にはマルチレベル分析を採択し、帰無仮説を棄却できない場合には通常のロジットモデルを採択する。つまり、被説明変数である法定協議会における合併の成否に対して都道府県レベルの変数が無視できないほどの影響を与えており、モデルに投入すべきであると考えられる場合には尤度比検定によりマルチレベル分析が採択されることになる。

一方で、仮説2の検証に関しては時間的経過に着目した生存時間分析を適用することとなる。生存時間分析とは基準となる時点からある現象や反応が起きるまでの時間を対象として行う分析手法のことである。生存時間分析では分析の際に考慮する時間のことを生存時間と呼び、分析において目的となる事象や反応のことをイベントと呼ぶ。また、生存時間の長さに影響を与えるものを共変量と呼ぶ。このような時間的経過を考慮した分析を導入する必要性が出てくるのは、法定協議会において合併が成就するイベントの発生するまでの時間が特例交付金制度の有無によって異なるか否かを明らかにしたいような場合である。つまり、ここで用いるCox比例ハザードモデルはデータの階層性を考慮するのではなく、条件の違い（特例交付金制度の有無）により、それぞれの法定協議会ごとで合併の成就するイベントが発生するまでの時間的経過の差異に着目することになる。

生存時間分析には、生存時間や共変量の扱い方によって二つのタイプがある。一つ目のタイプは、生存時間の分布に特定の分布を仮定せず、共変量のパラメータを推定して法定協議会において合併が成就するまでの時間を分析するものでノンパラメトリックモデルとも呼ばれる。このモデルの代表的なものとしては Kaplan-Meier 法などがあげられる。Kaplan-Meier 法による生存関数の推定量は、イベントが生じた時点をもとに t_1, t_2, \dots, t_j とし、時点 t_1 でのイベント数を d_1 、時点 t_2 でのイベント数を d_2 とし、時点 t_1, t_2, \dots, t_j の直前のリスク集団の大きさを n_1, n_2, \dots, n_j とすると、以下の (10) 式のように定義される。

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j < t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (10)$$

二つ目のタイプは、比例ハザード性と呼ばれる仮定が満たされる場合において生存時間に特定の分布を仮定しないで共変量のパラメータを推定するモデルであり、これにより共変量のハザード関数への影響を評価する。ここで、ハザード関数とは時点 t までに合併が成就しなかった法定協議会において時点 $t + \Delta t$ までに合併が成就する割合について $\Delta t \rightarrow 0$ とした極限值となる。このモデルはセミパラメトリックモデルとも呼ばれ、代表的なものとして Cox 比例ハザードモデルがあげられる。

Cox 比例ハザードモデルによる推定では、個体 i の共変量ベクトルを $\bar{Z} = [z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{ij}]$ とする。ここで、添え字の i は法定協議会を意味する。個体 i のハザード関数を $h(z_i, t)$ とすると、以下の (11) 式のように定義される。

$$h(z_i, t) = h_0(t) \cdot \exp(\beta \bar{Z}_1) = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1 z_{i1} + \beta_3 z_{i3} + \dots + \beta_j z_{ij}) \quad (11)$$

ここで、 $h_0(t)$ は共変量ベクトルが 0 となった場合のハザード関数でありベースラインハザードと呼ばれる。そして、 $\bar{\beta} = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j]$ が推定すべき未知のパラメータであり、ベースラインハザードに対する共変量の影響を示している。Cox 比例ハザードモデルの重要な特徴は、ハザード比が時間にかかわらず一定であるということである。例えば、個体 1 と個体 2 の共変量を \bar{Z}_1, \bar{Z}_2 とすると両者のハザード比は以下の (12) 式のように定義される。

$$\frac{h(z_1, t)}{h(z_2, t)} = \frac{h_0(t) \cdot \exp(\bar{\beta} \bar{Z}_1)}{h_0(t) \cdot \exp(\bar{\beta} \bar{Z}_2)} = \frac{\exp(\bar{\beta} \bar{Z}_1)}{\exp(\bar{\beta} \bar{Z}_2)} = \exp[\bar{\beta} \bar{Z}_1 - \bar{\beta} \bar{Z}_2] \quad (12)$$

ここで、ベースラインハザードの部分は相殺されるので、時点 t_j での個体 1 のイベント経験リスクが個体 2 の α 倍であれば、時点 t_k での個体 1 のイベント経験リスクも個体 2 の α 倍になる。このように、Cox 比例ハザードモデルは個体を比較した場合の相対リスクを意味するハザード比が時点にかかわらず一定である（比例ハザード性が存在する）ことを前提としたモデルとなる。これによって共変量のハザード関数への影響を評価することが可能になる。

最後に、仮説 2 に関する予備的考察として、被説明変数を法定協議会における協議月数とし法定協議会レベルの変数のみを用いた、以下のような通常の回帰モデルを考える。

$$Y_i = \alpha_0 + X_i \beta + u_i \quad (13)$$

$$Y_{i,j} > 0 \quad (14)$$

Y は法定協議会における協議月数を表す非負の連続変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 u は誤差項、 α_0, β は推定すべきパラメータである。また、添え字の i は法定協議会を表す。

ここで、観察されない何らかの要因により、被説明変数となる法定協議会における協議月数について都道府県ごとに違いがみられる場合、同一集団（同一の都道府県）に属する法定協議会同士で互いに相関関係が生じている可能性がある。その場合、推定において前提条件の一つである誤差項の独立性が成立しないことがあり、以下の (15) 式のように、その種の相関関係を許容した推定を行う必要性が出てくる。

$$Y_{i,j} = \delta_0 + X_{i,j} \beta + v_j + u_{i,j} \quad (15)$$

$$Y_{i,j} = \alpha_0 + X_{i,j} \beta + u_{i,j} \quad (16)$$

$$\alpha_{0j} = \delta_0 + v_j \quad (17)$$

Y は法定協議会における協議月数を表す非負の連続変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 u, v は誤差項、 δ_0, β は推定すべきパラメータとなる。また、添え字の i は法定協議会を、 j は都道府県を表す。

さらに、仮説 2 の予備的考察に関しては都道府県レベルの変数を回帰モデルに投入して分析を行うことになる。ここで、都道府県による特例交付金制度の導入が被説明変数である法定協議会における協議月数に対して説明力を持つ状況下では、(15) 式の場合と同様に、同一集団（同一の都道府県）に属する法定協議会レベルの変数間で互いに相関関係が生じている可能性がある。その場合、推定において前提条件の一つである誤差項の独立性が成立しないことがあり、その種の相関関係を考慮しつつ、都道府県レベルの変

数の効果を明らかにするには、以下の (18) 式のようにマルチレベル分析を用いる必要性が出てくる。

$$Y_{i,j} = \delta_0 + Z_j\theta + X_{i,j}\beta + v_j + u_{i,j} \quad (18)$$

$$Y_{i,j} = \alpha_0 + X_{i,j}\beta + u_{i,j} \quad (19)$$

$$\alpha_{0j} = \delta_0 + Z_j\theta + v_j \quad (20)$$

Y は法定協議会における協議月数を表す非負の連続変数であり、 X は法定協議会レベルの変数ベクトル、 Z は都道府県レベルの変数ベクトル、 u, v は誤差項、 δ_0, θ, β は推定すべきパラメータである。また、添え字の i は法定協議会を、 j は都道府県を表す。

マルチレベル分析と通常の回帰モデルのいずれを選択すべきかについては、尤度比検定を行うことで判別することになる。具体的には、以下の (21) 式の検定統計量 L について、ランダム効果がない (切片分散=0) という帰無仮説のもとで自由度 1 のカイ二乗分布に従うかを検定する。

$$L = 2(l_1 - l_0) \quad (21)$$

l_1 はランダム切片モデルの対数尤度、 l_0 はランダム切片を含まない通常の回帰モデルの対数尤度である。ランダム効果がない (切片分散=0) という帰無仮説が棄却される場合にはマルチレベル分析を採択し、帰無仮説を棄却できない場合には通常の回帰モデルを採択する。つまり、被説明変数を説明する上で都道府県レベルの変数が無視できないほどの影響を与えており、モデルに投入すべきであると考えられる場合には尤度比検定によりマルチレベル分析が採択されることになる。

以上の各モデルを推定する際、マルチレベル分析に関しては各都道府県における固有の効果と各年度における固有の効果を同時にコントロールした上で推定を行う¹⁰⁾。これにより、回帰モデルにおいて都道府県ごとに生じる地域特性、ならびに年度ごとに各サンプルに共通して生じるショック (例えば、国レベルからもたらされた年度ごとの財政措置の条件の違いなど) を同時にコントロールしつつ、都道府県による特例交付金制度の導入効果についての検討を行うことが可能となる。

一方で、Cox 比例ハザードモデルに関しては残念ながらマルチレベル分析に相当する実証分析上の提案が現時点においてなされていない。そのため、次善の策とはなるものの、本稿では変数ベクトル Z を都道府県レベルの変数とみなすのではなく、各都道府県における固有の効果を考慮した上で (cluster robust)、あわせて各年度ダミーを投入することで対応を行う。前述のように、このことは本稿における Cox 比例ハザードモデルではデータの階層性を考慮するのではなく、条件の違い (特例交付金制度の有無) により、それぞれの法定協議会ごとで合併の成就するイベントが発生するまでの時間的経過の差異に着目した分析枠組みとなることを意味する。

3-3. 推定結果

分析結果は、表 5、表 6、図 4、および表 7 のとおりとなる。

まず、仮説 1 に関して表 5 の結果をみると、ケース 1 は都道府県レベルの変数を含まないモデル (前節の推定式 (3) に対応)、ケース 2 は都道府県レベルの変数を含めたモデル (前節の推定式 (6) に対応)

¹⁰⁾ 具体的には、レベル 1 を法定協議会レベルの変数、レベル 2 を都道府県レベルの変数、レベル 3 を年度ダミー変数とした 3 レベルのマルチレベル分析を行う。

となる。ケース1とケース2は法定協議会における合併の成否ダミーを被説明変数とした推定結果を、その下段にはマルチレベル分析を採用すべきかどうかの尤度比検定(前節の(9)式に対応)の結果を示している。「都道府県間の分散(ランダム効果)」と「年度間の分散(ランダム効果)」には、ランダム効果としての定数項の分散がそれぞれ示されている。尤度比検定の結果、いずれのケースでもランダム効果がない(切片分散=0)という帰無仮説が棄却され、通常のプロジットモデル(前節の推定式(1)に対応、分析結果の表記については省略)ではなく、マルチレベルモデルが採択された。さらに、モデル適合度検定の結果において、ケース2が採択された¹¹⁾。すなわち、特例交付金制度の有無ダミーが法定協議会における合併の成就確率を説明する上で有用な説明変数であり、年度ごとに各サンプルに共通して生じるショックについても回帰モデルにおいて考慮すべきと判断できる。

そこで、以下ではケース2について検討する。特例交付金制度の有無ダミーの推定係数の符号はプラスとなり1%水準で有意となっている。さらに、その限界効果を算定したところ、特例交付金制度が導入されることで法定協議会における合併の成就確率が平均して16.7%ほど高まるという結果を得た。以上のことから、法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率は平均的に高まるといえる。このことから、仮説1は支持される。

表5 推定結果(1)

	被説明変数：法定協議会における合併の成否					
	ケース1			ケース2		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
特例交付金制度の有無ダミー				0.880	0.325	0.007 ***
市への昇格ダミー	-0.782	0.978	0.424	-0.885	0.983	0.368
特例市への昇格ダミー	-0.336	1.078	0.755	-0.475	1.083	0.661
中核市への昇格ダミー	-1.308	1.038	0.208	-1.431	1.043	0.170
法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合	0.020	0.006	0.001 ***	0.020	0.006	0.002 ***
法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差	-0.390	0.593	0.510	-0.272	0.598	0.649
法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー	-0.462	0.282	0.101	-0.475	0.283	0.093 *
法定協議会における構成団体数	-0.236	0.051	0.000 ***	-0.233	0.051	0.000 ***
法定協議会における協議月数	0.194	0.019	0.000 ***	0.194	0.019	0.000 ***
定数項	-1.587	1.117	0.156	-2.071	1.138	0.069 *
都道府県間の分散(ランダム効果)	0.366	0.308		0.443	0.312	
年度間の分散(ランダム効果)	1.552	0.529		1.328	0.477	
Log likelihood	-453.985			-450.268		
LR test vs. logistic regression:						
chi2	70.630			62.920		
p値	0.000			0.000		
標本数	896			896		

注) 表において、*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で有意であることをそれぞれ示している。

その他の変数について、法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合の推定係数の符号はプラスとなり1%水準で有意となっている。このような自治体が政治的リーダーとして存在する場合には、法定協議会における合併の成就確率を高めるものと解釈できる。このことは城戸・中村(2008)における指摘とも符合する。さらに、法定協議会における構成団体数の推定係数の符号はマイナスとなり1%水準で有意となっている。構成団体数が多いほど、法定協議会における合併の成就確率が低下しているものと解釈できる。この結果は、法定協議会における構成団体数が多数であるほど合併成就がより困難であったと指

¹¹⁾ ケース1とケース2のモデル適合度検定については、 $\chi^2(1) = 7.22$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0072$ となり、1%水準でケース2が採択された。

摘している城戸・中村 (2009), あるいは中澤・宮下 (2016) とも符合する。また, 法定協議会における協議月数の推定係数の符号はプラスとなり 1%水準で有意となっている。この結果から, 一般的にはより多くの協議月数を費やすほど, 法定協議会における合併の成就確率が高まる傾向にあるものと解釈できる。このことは, 合併が成就した法定協議会では合併不成就の場合よりも協議期間が相対的に長くなる傾向にあったことを指摘している中澤・宮下 (2016) とも符合する。

次に, 仮説2に関して表6の結果をみると, ケース3は特例交付金制度の有無という条件の違いを考慮しないモデル, ケース4は特例交付金制度の有無という条件の違いを考慮したモデルとなる。いずれのモデルも, それぞれの法定協議会ごとで合併の成就するイベントが発生するまでの時間的経過の差異に着目するため, Cox 比例ハザードモデル (前節の推定式 (11) に対応) を適用した結果となる。分析結果について検討してみると, ケース3とケース4のいずれのケースでも, すべての変数について時間依存の各変数は有意となっていないことから比例ハザード性の条件 (前節の推定式 (12) に対応) は満たされているものと判断される。さらに, モデル適合度検定の結果においてケース4が採択された¹²⁾。

表6 推定結果(2)

	被説明変数：法定協議会における合併の成否					
	ケース3			ケース4		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
(非時間依存)						
特例交付金制度の有無ダミー				2.232	0.680	0.008 ***
市への昇格ダミー	1.327	1.578	0.812	1.263	1.676	0.861
特例市への昇格ダミー	1.183	1.456	0.892	0.993	1.340	0.996
中核市への昇格ダミー	0.648	0.800	0.725	0.706	0.950	0.796
法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合	1.025	0.006	0.000 ***	1.024	0.006	0.000 ***
法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差	0.544	0.416	0.426	0.660	0.495	0.580
法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー	0.683	0.214	0.225	0.673	0.212	0.209
法定協議会における構成団体数	0.720	0.068	0.000 ***	0.746	0.068	0.001 ***
2001年度協議開始ダミー	1.131	0.524	0.791	1.161	0.550	0.753
2002年度協議開始ダミー	1.796	0.651	0.106	1.934	0.725	0.079 *
2003年度協議開始ダミー	3.447	1.290	0.001 ***	3.736	1.461	0.001 ***
2004年度協議開始ダミー	16.576	6.604	0.000 ***	17.705	7.271	0.000 ***
(時間依存)						
特例交付金制度の有無ダミー				0.985	0.017	0.398
市への昇格ダミー	0.910	0.089	0.331	0.905	0.092	0.328
特例市への昇格ダミー	0.912	0.093	0.363	0.917	0.096	0.409
中核市への昇格ダミー	0.946	0.092	0.565	0.933	0.095	0.496
法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合	1.000	0.000	0.124	1.000	0.000	0.141
法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差	1.009	0.048	0.853	1.002	0.047	0.971
法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー	1.019	0.019	0.311	1.024	0.018	0.187
法定協議会における構成団体数	1.008	0.005	0.112	1.008	0.005	0.105
2001年度協議開始ダミー	1.013	0.049	0.790	1.013	0.050	0.798
2002年度協議開始ダミー	1.027	0.052	0.689	1.044	0.058	0.739
2003年度協議開始ダミー	1.032	0.053	0.658	1.051	0.062	0.718
2004年度協議開始ダミー	1.057	0.055	0.280	1.085	0.064	0.168
Log pseudolikelihood		-3305.954			-3286.348	
合併成就数		598			598	
標本数		896			896	

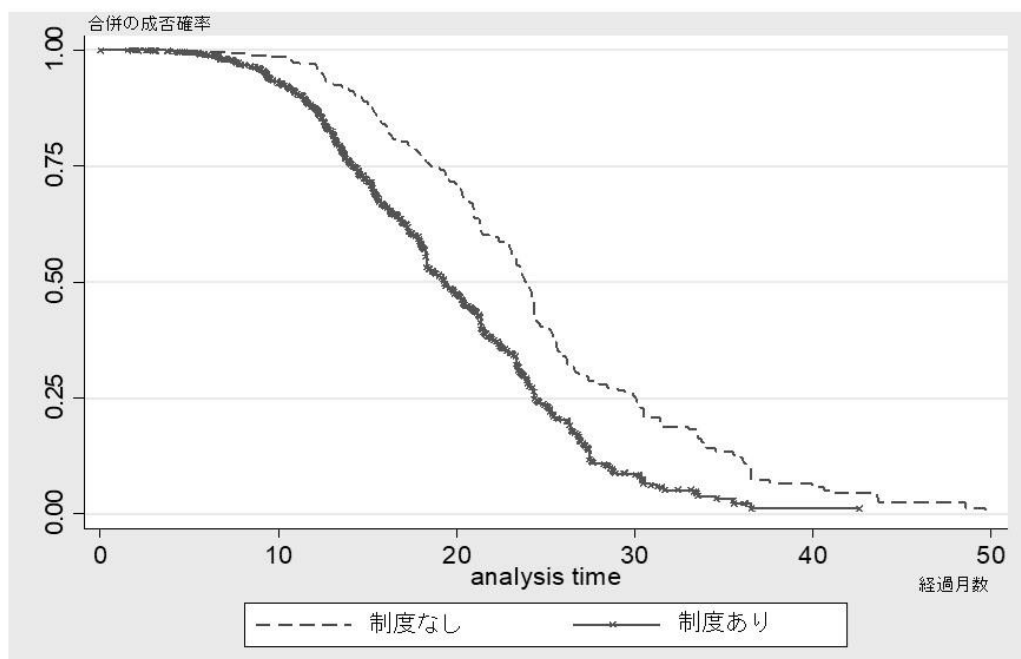
注) 表において, *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で有意であることをそれぞれ示している。

¹²⁾ ケース3とケース4のモデル適合度検定については, $\chi^2(1) = 39.22$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ となり, 1%水準でケース4が採択された。

そこで、以下ではケース 4 について検討する。特例交付金制度の有無ダミーのハザード比は 2.232 倍となり 1%水準で有意となっている。この結果から、法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入されている場合、法定協議会においてより速く合併成就に至るものと解釈できる。このことから、仮説 2 は支持される。

その他の変数について、法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合のハザード比は 1.024 倍となり 1%水準で有意となっている。このような自治体が政治的リーダーとして存在する場合に、法定協議会における合併成就を速めることに少なからず影響を与えているものと解釈できる。また、法定協議会における構成団体数のハザード比は 0.746 倍となり 1%水準で有意となっている。構成団体数が多いほど合意形成がより困難になり、法定協議会において合併成就が遅れるものと解釈できる。さらに、2003 年度協議開始ダミーのハザード比は 3.736、2004 年度協議開始ダミーのハザード比は 17.705 となり、いずれも 1%水準で有意となっている。この結果から、旧合併特例法の期限により近い年度になるほど、法定協議会においてより速く合併成就に至ったものと解釈できる。このことは、中澤・宮下 (2016)、中澤 (2015) における帰結とも符合する。

図 4 カプラン・マイヤー法による分析結果



Log-rank test for equality of survivor functions

	Events observed	Events expected
県特例交付金制度なし	181	257.11
県特例交付金制度あり	417	340.89
合計	598	598

chi2(1) = 42.07
Prob>chi2 = 0.000

Wilcoxon (Breslow) test for equality of survivor functions

	Events observed	Events expected	Sum of ranks
県特例交付金制度なし	181	257.11	-33982
県特例交付金制度あり	417	340.89	33982
合計	598	598	0

chi2(1) = 41.53
Prob>chi2 = 0.000

なお、図 4 はカプラン・マイヤー法 (前節の推定式 (10) に対応) による分析結果を示したものである。この分析は、都道府県の特例交付金制度の有無によりサンプルとなる法定協議会をグループ化した上で、法定協議会における合併の成就確率と合併成就の速さに与える影響を視覚的に確認するためのものとなる。

グラフの縦軸は法定協議会における合併の成就確率を、横軸は経過時間（法定協議会における協議月数）を表している。縦軸で1に近いほど合併の成就していない法定協議会がそのグループにおいてより多く残っており、0に近づくほど合併の成就した法定協議会がより多い状態であることを示している。このグラフからも明らかのように、協議月数の時間的経過に伴い、法定協議会の設置時に特例交付金制度が導入されているグループ（「制度あり」のグループ：グラフにおける実線）の方が、制度が導入されていないグループ（「制度なし」のグループ：グラフにおける点線）よりも、法定協議会においてより速く合併成就に至っていることが確認できる。このような視覚的に見出される傾向の違いに関して、グラフの下段には統計的に有意か否かを確認するため Log-rank 検定と Wilcoxon 検定の結果を示しているが、いずれの検定結果も1%以下の水準でカイ二乗値が有意差を示していることが確認できる。つまり、カプラン・マイヤー法による生存時間分析においても、法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入されている場合に法定協議会においてより速く合併成就に至った、という結果の頑健性が確認できる。

最後に、仮説2に関する予備的考察として表7の結果を検討してみると、ケース5は都道府県レベルの変数を含まないモデル（前節の推定式(15)に対応）、ケース6は都道府県レベルの変数を含めたモデル（前節の推定式(18)に対応）となる。ケース5とケース6では法定協議会における協議月数を被説明変数とした推定結果を、その下段にはマルチレベル分析を採用すべきかどうかの尤度比検定（前節の(21)式に対応）の結果を示している。「都道府県間の分散（ランダム効果）」と「年度間の分散（ランダム効果）」には、ランダム効果としての定数項の分散がそれぞれ示されている。尤度比検定の結果、いずれのケースでもランダム効果がない（切片分散=0）という帰無仮説が棄却され、通常のリジットモデル（前節の推定式(13)に対応、分析結果の表記については省略）ではなく、マルチレベルモデルが採択された。さらに、モデル適合度検定の結果においてケース6が採択された¹³⁾。すなわち、特例交付金制度の有無ダミーが法定協議会における協議月数の長短を説明する上で有用な説明変数であり、年度ごとに各サンプルに共通して生じるショックについても回帰モデルにおいて考慮すべきと判断できる。

そこで、以下ではケース6について検討する。特例交付金制度の有無ダミーの推定係数の符号はマイナスとなり1%水準で有意となっている。この結果から、法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入されている場合、法定協議会において協議月数は平均して3.021カ月ほど短縮するといえる。

その他の変数について、法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合の推定係数の符号はマイナスとなり1%水準で有意となっている。このような自治体が政治的リーダーとして法定協議会の中に存在する場合に合意形成しやすくなり、法定協議会における協議月数を短縮させるものと推量される。さらに、法定協議会における構成団体数の推定係数の符号はプラスとなり1%水準で有意となっている。構成団体数が多いほど合併の合意形成が困難になり、より多くの協議月数を要しているものと推量される。

以上の分析結果から、仮説1と仮説2のいずれも支持されるという結果を得た。分析結果の限りでは、年度ごとに各サンプルに共通して生じているショック、すなわち国の財政措置による影響を推計上考慮してもなお、法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率が平均的に高まると同時に、協議月数も平均的に短縮してより速く合併成就に至ることが明らかになった。

¹³⁾ ケース5とケース6のモデル適合度検定については、 $\chi^2(1) = 11.80$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0006$ となり、1%水準でケース6が採択された。

表7 推定結果(3)

被説明変数：法定協議会における協議月数

	ケース5			ケース6		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
特例交付金制度の有無ダミー				-3.021	0.844	0.000 ***
市への昇格ダミー	2.801	2.353	0.234	3.047	2.350	0.195
特例市への昇格ダミー	3.628	2.527	0.151	3.947	2.526	0.118
中核市への昇格ダミー	2.577	2.499	0.302	2.945	2.496	0.238
法定協議会における最大人口を持つ自治体の人口割合	-0.040	0.015	0.010 ***	-0.039	0.015	0.010 ***
法定協議会における財政力指数が最大の自治体と2番目に大きい自治体との格差	0.894	1.428	0.531	0.725	1.430	0.612
法定協議会における人口が最大であり財政力指数も最大の自治体の有無ダミー	0.382	0.668	0.568	0.384	0.668	0.566
法定協議会における構成団体数	0.160	0.126	0.205	0.163	0.126	0.197
定数項	17.278	2.660	0.000 ***	18.957	2.686	0.000 ***
都道府県間の分散 (ランダム効果)	0.000	0.000		0.000	0.000	
年度間の分散 (ランダム効果)	24.445	9.853		20.810	4.186	
Log likelihood	-3040.339			-3034.271		
LR test vs. logistic regression:						
chi2	112.910			105.510		
p値	0.000			0.000		
標本数	896			896		

注) 表において、*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で有意であることをそれぞれ示している。

4. 結論

本稿では、旧合併特例法が適用された時期の市町村合併に主要な焦点を当て、国の財政措置による影響を推計上考慮しつつ、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成就確率と合意形成の速さに与える効果について実証分析を行った。分析結果から、以下の二つの主要な結論を得た。

- (1) 法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における合併の成就確率は平均して16.7%ほど高まる。
- (2) 法定協議会の設置時に合併に対する財政措置として、都道府県で特例交付金制度が導入された場合、法定協議会における協議月数は平均して3.021カ月ほど短縮してより速く合併成就に至る。

得られた結論から、都道府県の財政措置が法定協議会における各構成団体の意思決定に影響をもたらすことで、その合併の成就確率が高まると同時に、協議期間も短縮して合意形成を速めていたことが示唆される。このような結果が得られた理由として、旧合併特例法の期限切れ間近に財政状況によりやむを得ず合併しようとする市町村が相当数存在している状況下で、都道府県による財政措置がさらなる後押しとなったこと、都道府県の財政措置を受ける際に合併に関係した市町村数という基準(国とは異なる基準)が用いられたことなどが考えられる。

これまで多くの事例研究により合併に対する都道府県レベルからの影響が存在する可能性については指摘されてきたものの、定量的な実証分析によって検討されることがほとんどなく、未解明な点も少なくなかった。また、国や都道府県の財政措置だけでなく、法定協議会のような合併の協議の場を分析対象とすることの必要性を指摘する定量的な実証研究はわずかに存在していたものの、既存研究全体として議論が比較的手薄であったため、都道府県の財政措置が法定協議会における合併の成否と合意形成の速さに影響を与えることについてまで想定されるようなことも少なかった。本稿の実証分析では、法定協議会における合併の成否と合意形成の速さの各側面、すなわち意思決定の側面から都道府県の財政措置の効果を定量

的に捉えた上で、そうした先行研究の議論の間隙を埋めることにある程度成功している。以上のことは、関連する各学術分野に対しても少なくない貢献があるものと考えられる。

最後に、残された課題として以下の三点があげられる。一つ目に、都道府県の財政措置が各市町村の法定協議会への参加行動に与える影響についての検証の必要性があげられる。本研究では設置された法定協議会を分析単位としているが、すでに述べたとおり、厳密にはそうした市町村はそもそも合併しやすい団体であるというようにサンプル上の偏りがある可能性は否めないであろう。これに対しては、例えば中澤・宮下（2016）や宮下・中澤（2009）などでも検討されているように、各市町村の法定協議会への参加行動に与える影響を明らかにする必要があると考えられる。あるいは、そのような先行研究の検討を踏まえつつ、本研究で得られた帰結の妥当性についてトービットモデル、あるいはヘックマンの二段階推定など他の推計方法を用いることで別途検証を積み重ねていくことなども必要と考えられる。

二つ目に、都道府県の特例交付金制度の導入に関する詳細な実証分析の必要性があげられる。本稿では、そもそも都道府県がなぜ特例交付金制度を導入したかについて検討していない。おそらく、都道府県同士の横並び意識や相互参照行動などが背景に存在するのかもしれないが、それに関しては明らかにできていない。また、各都道府県における特例交付金制度の算定式の違いなどを考慮してより詳細な検証を行う余地も残されているであろう。

三つ目に、計量分析上の課題として内生性への対処があげられる。本稿の分析において、特に都道府県における特例交付金制度の導入の有無と法定協議会における協議月数について両者を同時に説明変数として加えたケースでは、(適切な操作変数がみつけれられるという前提のもとに) 操作変数法などを用いた内生性への配慮も求められるであろう。あるいは、本稿で得られた結論に関して法定協議会を構成する各市町村間の空間的な距離の長短を考慮した分析やマッチング法の適用など、より精度の高い分析手法を用いることでその妥当性を検証する余地もまだ残されているものと考えている。

以上の点については本稿における分析上の限界ともなるが、今後の課題としてさらに研究を深めていきたい。

参考文献

- 上村敏之・鷺見英司 (2003) 「合併協議会の設置状況と地方交付税」『会計検査研究』第 28 号, 85-99 頁。
- 金井利之 (2007) 『自治制度』東京大学出版会。
- 城戸英樹・中村悦大 (2008) 「市町村合併の環境的要因と戦略的要因」『年報行政研究』第 43 号, 112-130 頁。
- 城戸英樹・中村悦大 (2009) 「平成の大合併における自治体間交渉: 合併枠組みの変遷からみた自治体の選択」『季刊行政管理研究』第 128 号, 16-30 頁。
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版。
- 鷺見英司 (2017) 「首長選挙における無投票当選の発生要因」『公共選択』第 68 号, 85-102 頁。
- 清家篤・山田篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 総務省『統計でみる市区町村のすがた』(各年版)。
- 総務省ホームページ「合併デジタルアーカイブ」<http://www.gappei-archive.soumu.go.jp/> (2019 年 1 月 29 日参照)。
- 総務省ホームページ「市町村合併資料集」<http://www.soumu.go.jp/kouiki/kouiki.html> (2019 年 1 月 29 日参照)。
- 総務省ホームページ「市町村合併法定協議会運営マニュアル」http://www.soumu.go.jp/gapei/sicyouson_kenkyuukai_mokuji.html (2018 年 12 月 26 日参照)。
- 中澤克佳 (2015) 「自治体合併のサバイバル分析」『公共選択』第 63 号, 90-104 頁。
- 中澤克佳・宮下量久 (2016) 『「平成の大合併」の政治経済学』勁草書房。
- 西尾勝 (2007) 『地方分権改革』東京大学出版会。
- 林亮輔 (2013) 「市町村合併による財政活動の効率化: 合併パターンを考慮した実証分析」『会計検査研究』第 47 号, 27-38 頁。
- 樋口美雄・深堀遼太郎 (2013) 「女性の幸福度・満足度は出産行動に影響を与えるのか: 「消費生活に関するパネル調査」を用いた第 1 子・第 2 子出産行動の分析」『季刊家計経済研究』第 98 号, 70-83 頁。
- 広田啓朗 (2007) 「市町村の選択行動と合併要因の検証: 平成の大合併を事例として」『計画行政』第 30 巻第 4 号, 75-81 頁。
- 広田啓朗・湯之上英雄 (2011) 「平成の大合併による市町村議会費への影響」『日本地方財政学会研究叢書』第 18 号, 62-84 頁。
- 北海道市町村課 (2006) 『旧合併特例法の下における市町村合併の進展』。
- 三重県政務調査課 (2002) 『市町村合併の動きと各都道府県の取組について』。
- 宮崎毅 (2006) 「市町村合併の歳出削減効果: 合併トレンド変数による検出」『財政研究』第 2 巻, 145-160 頁。
- 宮下量久 (2011) 「なぜ合併の合意形成は行われなかったのか」『公共選択の研究』第 57 号, 4-20 頁。
- 宮下量久・中澤克佳 (2009) 「市町村の合意形成コストの実証的分析」『財政研究』第 5 巻, 254-275 頁。
- 森川洋 (2015) 『「平成の大合併」研究』古今書院。
- 山下耕治 (2011) 「未合併団体の財政行動に関する実証分析: 合併特例法の政策評価」『日本経済研究』第 65 号, 43-64 頁。
- 横道清孝・和田公雄 (2001) 「平成の市町村合併の実証的分析 (下)」『自治研究』第 77 巻第 7 号, 118-129 頁。

- Cleaves, M. A., W. W. Gould and R. G. Gutierrez (2004) *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, College Station, Stata Press.
- Gonzalez, R. and D. Griffin (2000) “On the Statistics of Interdependence: Treating Dyadic Data with Respect,” In Ickes, W. and S. Duck (Eds.) *The Social Psychology of Personal Relationships*, New York, Wiley & Sons.
- Hirota, H. and H. Yunoue (2017) “Evaluation of the Fiscal Effect on Municipal Mergers: Quasi-Experimental Evidence from Japanese Municipal Data,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.66, pp.132-149.
- Raudenbush, S.W. and A.S. Bryk (2002) *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods (2nd ed.)*, Newbury Park, CA, Sage.
- Robinson, W.S. (1950) “Ecological Correlations and Behavior of Individuals,” *American Sociological Review*, Vol.15, pp.351-357.
- Yamaguchi, K. (1991) *Event History Analysis*, Newbury Park, CA, Sage.