

## 地域自発型雇用創出施策とその評価—構造改革特区の雇用効果\*

神戸大学大学院経済学研究科 勇上和史†

### <要約>

本稿では、特区に参加した自治体の平均的効果の検証を通じて、地域が主体となり、規制緩和を政策手段とした地域政策の評価を試みた。その結果、第1に、特区を実施している自治体に対するアンケート調査結果によれば、製造業分野における研究開発や企業誘致に関連する特区の実施主体の8割以上が規制緩和による雇用創出効果を期待しているものの、実施後に効果ありとする回答は低調に留まっていた。規制緩和策を雇用創出に結びつけるためには、自治体独自の雇用創出策の立案もしくは実行能力が鍵となることが示唆された。さらに、第2に、「事業所・企業統計調査」を用いて、特区による特例措置が適用されなかった自治体を比較グループとして、実施自治体における特区の政策効果を定量的に検証した。その結果、施策の効果が及ぶ対象の同質性を確保しても、施策の実施前後の雇用の量的変化に関する限り、研究開発の促進や企業誘致に資する規制の緩和措置が、域内の製造業の雇用を促進したとはいえなかった。

---

\* 本稿は勇上(2007)を全面的に改稿したものである。本稿の元となった原稿の執筆に際して、江上寿美雄氏、藤井宏一氏(以上労働政策研究・研修機構)より貴重なコメントを頂いた。また関西労働研究会では、討論者の安井健吾氏(一橋大学)ならびに長江亮氏(早稲田大学)を初め、研究会参加者より多くの貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。ただし、残る誤りは筆者のものである。

† yugami@econ.kobe-u.ac.jp

## I はじめに

本稿の目的は、地域提案型の規制緩和策が地域レベルの雇用創出に与える効果を検証することにある。

従来、日本では、都道府県や市町村といった地方政府が産業・雇用施策を講じる場合、全国一律の制度や規制は所与の条件として扱われてきた。また、地域により差別的な制度(例えば税制)が適用される場合でも、その多くは中央政府主導の地域振興策の一環として行われるのが通例であった。その意味で、2003年の第1回認定以降現在まで続く「構造改革特区」は、「地方公共団体や民間事業者等の自発的な立案により、地域特性に応じた規制の特例を導入する特定の区域」<sup>1</sup>を導入し、地域経済の活性化を促そうとする全く新しい試みである<sup>2</sup>。

構造改革特区の認定にあたっては、まず地方公共団体等の公的主体や民間企業・大学等から、特区の提案と関連する規制緩和要望が内閣官房構造改革特区推進室に寄せられ、関係省庁が事前調整の上「特例措置を講ずることができる規制」を決定する。そのうえで、地方公共団体は列挙された規制の中から、特区を実現するために必要な規制の特例措置を選択して計画を作成し、申請を行う。実際には、2002年の第1次提案募集に際して426件の特区提案と約900項目の規制緩和要望が出されたのち、93の特例措置が認められた。そして03年4～5月の第1回認定により、国際物流特区(港湾の臨時開庁手数料の軽減等)や産学連携特区(外国人研究者の入国、在留申請の優先処理等)、農業活性化特区(株式会社等の農業経営への参入の容認等)など117件の特区が誕生し、以後、08年7月の第17回認定まで新規認定計画の累計は1,014件に及ぶ。

今回の構造改革特区には、①特定の地域における構造改革の事例を示すことにより全国的な構造改革へと波及して、日本全体の経済の活性化が実現するという「規制改革上の目的」、および②地域の特性に応じた産業の集積や新規産業の創出等により、地域経済の活性化を目指すという「地域政策上の目的」がある。そのため、構造改革特区の評価には以下の2つの視点がありうる(小野, 2003)。

---

<sup>1</sup> 構造改革特区推進本部「構造改革特区推進のための基本方針」(2002年9月20日)。

<sup>2</sup> 横山(2002)は、構造改革特区導入に至る背景として、日本経済活性化策としての規制改革と、画一的な地域政策を脱却し地域の個性ある発展を目指す地域力戦略が相俟った点を指摘している。また、小野(2003)は、従来にない今回の特区のユニークさとして、①制度改革の実験を試みていること、②特区実現までのスピードが早いこと、③規制の特例措置の追加を前提としていること、④情報公開の徹底、⑤市町村と内閣府の連携、⑥特区に係る省庁通達の禁止、⑦改革の提案主体が被規制側の国民(自治体)・企業であること(ただし、計画の申請主体は地方公共団体に限定されている)、を挙げている。

第 1 は、規制改革の全国化を図るために、規制緩和の平均的な政策効果の評価するものである。この点について実際の評価プロセスと見ると、特区推進本部に設置された評価委員会により、規制所管省庁が行った調査の結果に加え、特区の現地視察を含む独自の調査や規制所管省庁からの意見聴取に基づいて、評価対象となった特例措置について「全国で実施」、「引き続き特区で実施」、「規制の特例措置の廃止・是正」のいずれかの評価が下されている。実際には、「特段の問題が生じていないと判断されたものについては、速やかに全国展開を推進していくものとする」との基本理念のもと、過去 6 回の評価において廃止・是正対象となった特例措置はなく、株式会社等の農業経営への参入に関する規制等、評価対象となった特例措置のほとんどが全国展開され、それに伴って 712 件の特区計画が認定取消となった。しかしながら、特例措置の全国展開にあたっては、特区内外から計画的に収集されたデータに基づくプログラム評価の実施、あるいは全国展開の際の便益と損失の比較考量といった定量的評価が必要とされる(鈴木, 2004)。

第 2 は、実際に施策に参加した自治体の特区の平均的効果の検証を通じて、地域振興策としての特区を評価するものである。この場合、規制緩和の全国展開の判断の根拠とはなり得ない。しかし、従来型の財政措置を講じるのではなく、地域の提案による規制緩和策を地域経済の活性化につなげるという新たな政策手法の有効性を考える上で有益な作業であろう。

こうした地域を限定した雇用創出策の定量的な評価は、日本を含めた先進諸国では総じて蓄積が乏しい(OECD, 2005)。例外は、イギリスやアメリカにおけるエンタープライズゾーンの評価であろう。これは 1980 年代以降、不況地域対策として実施されてきたもので、指定地域の立地企業に対して税の減免や補助金、一部の規制緩和措置が講じられる (Greenbaum and Bondonio, 2004)。雇用成長に関する政策評価の結果は混在しているが (Wilder and Rubin, 1996)、新規の雇用創出と既存雇用の消失とでは、施策の効果が異なることを示す研究もある (Greenbaum and Enberge, 2004)。

そこで本稿では、市町村別の雇用動向に関するマクロデータを用いて、特区が地域経済にもたらした影響を検証する。もとより、教育や生活福祉に関する特区等、地域の雇用への直接的な効果を企図していない計画も多い。ここでは、主に研究開発や企業誘致の要件緩和を活用した特区計画を対象を限定する。

本稿の構成は以下の通りである。II では、構造改革特区の認定を受けた自治体に対するアンケート調査を用いて、地域雇用創出策としての特区計画の目的と評価を概観するとともに、評価を分けるポイントを考察する。続く III

では、総務省「事業所・企業統計調査」の市町村別従業者数を用いて、特区の政策効果を定量的に分析する。最後にIVで本稿の結論を要約し、特区の手法を地域雇用創出に活かす上で何がカギとなるのかについて、政策的な課題を提示する。

## II 雇用創出施策としての構造改革特区

### 1 雇用創出策としての構造改革特区

本節では、2006年8月から9月にかけて労働政策研究・研修機構が実施した、「構造改革特区の雇用への影響に関する調査」の個票データを用いる。調査対象は、特区の効果発現までのタイムラグを考慮し、2006年7月時点で計画認定後1年以上が経過した延べ609件の特区うち、内閣府構造改革特区担当室の計画分類に基づいて「農業」や「農村都市交流」、「産学連携」、「産業活性化」、「IT関連」といった産業・雇用施策に係る250件を選定し、当該計画を実施している368の自治体の特区担当部門に調査票を送付した<sup>3</sup>。回収数は、計画単位で192件、実施自治体単位で259件であり、回収率はそれぞれ76.8%、70.4%であった。しかし各特区で講じられる規制の緩和措置は多様であり、また農業や観光分野ではそもそも雇用創出への期待が小さいことから、本稿では主に製造業を対象とした規制の特例措置に着目する<sup>4</sup>。回収数は計画単位57件、申請主体単位で81件であり、回収率はそれぞれ77.0%と66.8%である。

表1は特区の対象地域に適用される規制の特例措置を示している。その内容は大きく2つに分けられる。第一に、バイオテクノロジーや微細加工技術（ナノテクノロジー）など、先端産業の育成に資する研究開発を進めるため、外国人研究者や国立大学教員の活用に関する特例措置がある。さらにこれらと併せて、企業誘致策との親和性が高い、施設や土地利用に関するハード面の規制緩和を講じている特区が多い。また、アンケート調査の回答結果によると、特区の当初から企業誘致や新規企業・既存企業による雇用拡大などの雇用効果を期待していた自治体は約83%に上り、うち約82%が特定の産業をターゲットに挙げている<sup>5</sup>。

では、特例措置を活用した雇用創出はどの程度みられるのか。アンケート

<sup>3</sup> 特例措置の全国展開に伴って認定を取消された計画を含む。また、特区認定後に市町村合併を経験した自治体については、合併後の自治体に調査票を送付した。

<sup>4</sup> 株式会社の農業参入や濁酒製造の要件緩和といった農業、観光関連のほか、情報通信業や卸売・小売業といった振興対象業種が明らかに異なる計画と、広範な産業を対象とする官民共同職業紹介に関する計画を除いた。

<sup>5</sup> 具体的な記入をみると、自動車産業のほか、ナノテクノロジー（素材やバイオ産業関連）や医薬品製造業などの先端分野を挙げる例が多い。

表1 主な特例措置の内容

特例措置の性格	主な特例措置の内容
人材活用	外国人の入国、在留申請の優先処理、外国人の永住許可の弾力化、国立大学教員の兼業緩和など
施設・土地利用	国有施設等の廉価使用の拡大、国の試験研究施設の使用容易化、石油コンビナート施設のレイアウト規制緩和、土地開発公社造成地の賃貸容認、工業移転促進地域からの除外など

注:2003年4月～2004年3月の認定計画のうち、製造業関連計画に限定  
自治体による回答ではなく、公式の特区計画書を基に作成した

表2 「雇用創出・雇用の伸び」に関する特区計画の効果

	おおいに効果あり	ある程度効果あり	あまり効果なし	ほとんど効果なし	把握していない	想定していない	N
県の回答	7.0%	23.3%	16.3%	20.9%	20.9%	11.6%	43
市町の回答	3.1%	28.1%	6.3%	21.9%	25.0%	15.6%	32

出所:労働政策研究・研修機構「構造改革特区の雇用への影響に関する調査」

調査では、雇用創出の具体的な実績値を尋ねているものの残念ながら無回答が多い。したがってここでは、「雇用創出・雇用の伸び」について、効果の程度（おおいに効果あり～ほとんど効果なし）を尋ねた結果を用いる。もとより主観的な指標は時と主体により異なりうるものであり、特区を実施していない自治体に同様の成果を保障するものではない。しかし、既に実施された特区において特例措置の活用を通じた雇用創出はある（と認識されている）のかという点は、定量的な政策評価の前に確認しておく必要があるだろう。

表2は、アンケートの調査時点である2006年8月末までの「計画による雇用創出・雇用の伸び」に関する回答結果である。なお、回答主体が都道府県の場合、計画の申請や運営は行っているものの、雇用に対する影響は規制の特例措置が適用された地域におけるものであるため、自地域について評価している市や町と分けて表示している。県による評価は、措置が適用された地域の平均的な成果を表すものと解釈される。回答分布をみると、先に述べたように雇用創出効果を想定していないとする回答はわずかだが、効果を把握していないとする回答が20%程度ある。他方、効果あり（「おおいに効果あり」と「ある程度効果あり」の合計）とする回答も3割程度あり、その規模は明らかではないものの、規制の特例措置を活用した雇用創出も一部には確認される。

## 2 特区の成否を分けるもの

では、特区制度に名乗りを上げ、意欲が高いと目される自治体間で（主観的な）成果が分かれた要因は何であろうか。その一つは、施策の異質性であり、講じられた特例措置によりその効果が異なることが予想される。また、施策の効果が時間に依存すれば、計画認定から調査時点までの期間が長いほど、特例措置の活用が進むと考えられる。さらに、地域限定の特例措置が継続しているかどうかもポイントであろう。この点は、地域特性に応じた規制の特例措置を地域活性化につなげるという、地域政策としての構造改革特区の評価に関連する。他方、（認識された）雇用創出効果は、規制緩和策とは別の施策、具体的には、企業誘致や新規開業支援、職業紹介などによって生じている可能性もある。

そこで表 2 に示された主観的な成果を用いて、以上の仮説をチェックする。サンプルサイズが小さく、定量的な分析には信頼性が欠けるが、構造改革特区の成果に関する既存の議論は事例調査に基づくものしかなく、一定の意義があると思われる。ただし表 2 にみたように、そもそも雇用の伸びを想定していない自治体も多い。効果を把握していない場合も、特区による雇用創出効果は不明である。したがってまず、「効果を想定しかつ把握している」を 1、「想定していないもしくは把握していない」を 0 とする選別モデルを推計する。そのうえで雇用創出・雇用の伸びについて、「効果あり」を 1、「効果なし」を 0 とする質的選択変数を被説明変数とする、プロビットモデルを推計する。

先の議論にしたがって、説明変数には、企業誘致に関する要件の緩和を含む場合に 1、ソフト関連のみを 0 とする誘致関連の特区ダミーと、認定からの経過月数、特例措置が全国展開済みの場合に 1、地域限定で継続中の場合に 0 とする全国展開済みダミーを用いた。またアンケート調査より、特区に関連した地域独自の「雇用創出施策」<sup>6</sup>の実施の有無とその開始時期に関する回答から、3種のダミー変数（関連施策なし、特区前から関連施策あり、特区後に関連施策あり）を作成し、説明変数に導入する。第 1 段階の選別モデルにのみ含まれる説明変数には単独自治体による特区を識別するダミー変数を用いた。なお、本来は県と市町を分けた分析が望ましいが、サンプルサイズの制約から、両者の回答の違いは県回答ダミーによってコントロールする<sup>7</sup>。推計に用いた変数の記述統計量は表 3 の通りである。

<sup>6</sup> アンケートで尋ねた雇用創出施策とは、企業誘致、工業団地の整備、創業支援施設の整備、起業への助成、事業主への雇用助成、コミュニティビジネス運営支援、産学官連携の構築、職業訓練等就労支援である。

<sup>7</sup> 説明変数に欠損値があるもの（6 ケース）を分析から除外したため、推計に用いたサ

表3 記述統計量

変数名	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
雇用創出効果あり†	45	0.467	0.505	0	1
誘致関連特区†	69	0.652	0.480	0	1
認定後の経過月数	69	30.551	10.055	7	40
全国展開済み†	69	0.333	0.475	0	1
関連施策なし†	69	0.594	0.495	0	1
認定前に関連施策あり†	69	0.319	0.469	0	1
認定後に関連施策あり†	69	0.087	0.284	0	1
回答主体(県)†	69	0.406	0.495	0	1
単独実施の特区†	69	0.391	0.492	0	1

注:†はダミー変数

推計結果は表 4 に示されている。下段の選別モデルの推計結果では、単独で実施している自治体、および特区の特例措置が全国展開済みである自治体ほど、雇用創出効果を期待しかつ把握している確率が高い。特区の（主観的な）雇用創出効果については（上段）、まず、時間の影響は、符号は予想されたとおり正だが有意ではない。全国展開済みダミーの係数も有意ではないことと併せると、規制の特例措置の継続性は成果に影響がないといえる。より興味深い結果は、雇用創出を意図した施策が実施されている否かが成果を分けているという点である。推計結果から、誘致関連の特区を実施している自治体ほど雇用創出に効果があるとする確率が高く、また、特区に関連した雇用創出施策がない自治体に比べ、特区認定以前から関連施策を実施していた自治体の方が、特区の効果ありとする確率が高い。しかも、関連施策を実施している自治体でも、それが特区後の場合には、施策がない自治体と比べて雇用創出効果に有意な差はない。

結果の解釈としては、自治体独自の施策が雇用創出を実現するまでに時間がかかること、あるいは、特区以前から独自の雇用創出策を実施していた自治体は、観察されない雇用創出意欲や企画力あるいは財政力などが高く、そうした自治体ほど独自の施策と補完的に特区を運用して成果を上げているとも考えられる。

製造業分野における研究開発や企業誘致に関連する特区の調査結果からは、実施主体の 8 割以上が規制緩和による雇用創出効果を期待しているものの、実施後に効果ありとする回答は 3 割程度と低調であることがわかった。その背景には、自治体独自の雇用創出策の立案もしくは実行能力が、規制緩和を雇用創出に結びつけるための鍵となっている可能性が示唆された。

---

サンプルサイズは 69 である。

表4 雇用への効果を決定する要因

雇用への効果(雇用効果あり=1, 雇用効果なし=0)	Coefficient
ハード関連の特例措置ありダミー	0.482 (0.286) †
認定後の経過月数	0.018 (0.031)
全国展開済みダミー	0.149 (0.563)
関連施策 (リファレンス: 施策なしダミー)	
認定前に施策ありダミー	0.699 (0.348) *
認定後に施策ありダミー	0.196 (0.597)
県回答ダミー	0.559 (0.279) *
定数項	-1.096 (1.336) *
選別	Coefficient
ハード関連の特例措置ありダミー	0.260 (0.237)
全国展開済みダミー	0.832 (0.237) **
県回答ダミー	-0.025 (0.262)
単独自治体の特区ダミー	0.973 (0.304) **
定数項	-0.364 (0.237)
atanh rho	-12.451 (310.557)
rho	-1
LR test (rho=0): chi2(1)	6.93
Prob > chi2	0.009
Wald chi2(7)	3701.75
Prob > chi2	0.000
Log likelihood	-60.884
N	69
センサーされた数	24
センサーされていない数	45

注: ( ) 内は標準誤差。\*\*, \*, †はそれぞれ、1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

### III 特区の政策効果

#### 1 分析の枠組み

前節では、特区を実施している自治体に対するアンケート調査の回答を用いて、雇用創出策としての特区への期待と現時点の評価を考察した。しかしながら、上記はあくまで特区実施自治体間の（主観的な）成果の差異を検討したものに過ぎない。以下では、定量的な成果指標を用いて特区の政策効果を検証する。

今回の特区のように、希望者のみが実施できる施策の場合、特区に手を挙げた自治体ほど地域雇用創出への意欲や施策の企画力・実行力などが高い可能性がある。したがって、意欲等の観察されない要因を統計的に取り除いた



上で、純粋な特区の効果を測る必要がある。

施策の実施が観察されない要因と相関する場合（内生性問題と呼ばれる）にはいくつかの対処法があるが<sup>8</sup>、ここでは、Difference in Differences（以下、DID）と呼ばれる評価手法を用いる。

いま、特区実施前（ $t_1$ ）と実施後（ $t_2$ ）の2時点において、全ての自治体のデータが得られる場合、以下のような政策の成果関数を考える<sup>9</sup>。

$$Y_{it} = \gamma_i D_i + \beta' X_{it} + (\phi_i + \theta_t + \varepsilon_{it}), \quad t = t_1, t_2 \quad (1)$$

ここで、 $Y_{it}$ は自治体*i*の*t*時点の従業者数を、 $D_i$ は特区による規制の特例措置の適用を受けた場合に1、受けていない場合に0の値を取るダミー変数（以下、特区ダミー）を、 $\gamma_i$ はその係数を示す。また $X_{it}$ は各自治体の属性を、 $\beta'$ はその係数を示している。なお、 $\phi_i + \theta_t + \varepsilon_{it} (= \mu_{it})$ は、誤差項 $\mu_{it}$ を、個々の自治体*i*に固有で時間*t*には不変である部分 $\phi_i$ と、全自治体に共通のマクロショック $\theta_t$ 、そして誤差項 $\varepsilon_{it}$ に加法分離したものである。

このとき、誤差項 $\varepsilon_{it}$ が特区の適用とは独立、すなわち $E(\varepsilon_{it} | D_{it}) = 0$ であれば、(1)式について特区実施前後の差分（Difference in Differences）をとることにより $\phi_i$ および $\theta_t$ が消滅するから、DID推定量（ $\hat{\gamma}^{DID}$ ）

$$\hat{\gamma}^{DID} = (\tilde{Y}_{t_2}^1 - \tilde{Y}_{t_1}^1) - (\tilde{Y}_{t_2}^0 - \tilde{Y}_{t_1}^0) \quad (2)$$

により、実際に規制の特例措置が適用された自治体における平均的な政策効果の一致推定量が得られる。ここで、 $\tilde{Y}_{t_j}^{D_i} = E[(Y_{it} - \hat{\beta}') X_{it} | t = t_j, D_i]$ は、回帰式により属性を調整した自治体の従業者数であり、 $D_i$ は特区ダミーを示している。

しかしながら、特区適用自治体と非適用自治体との間で、日本経済のマクロショックへの反応、例えば製造業の空洞化が雇用に与える影響が地域により異なる場合には、(2)式によるDID推定量は特区実施自治体における政策効果に一致しない（Bell et. al., 1999）。事実、橋川ほか(2005)および橋川(2006)では、全国的に製造業が衰退するなかでも、産業構造の多様性とそれを活かす中小企業の戦略的対応（納入先の多様化）がみられた地域では、製造業雇用が維持されており、地域によりマクロショックへの反応が異なるこ

<sup>8</sup> 内生性問題への対処策は、「非実験的手法」と呼ばれ、①操作変数法、②Difference in Differences、③マッチング法の3つの手法が提唱されている。非実験的手法については、Blundell and Costa Dias (2000;2002)および黒澤(2005)を参照。また、今回の特区制度の特徴に即して政策評価手法を議論したものとして鈴木(2004)がある。

<sup>9</sup> 政策効果変数 $\gamma_i$ は自治体により異なるが時間に依存しないものとして扱い、特区の継続期間（認定から $t_2$ までの期間）に依存した効果は捨象している。

とみてよい。そこで、(1)式の成果関数を

$$Y_{it} = \gamma_i D_i + \beta' X_{it} + (\phi_i + k^D \theta_i + \varepsilon_{it}), \quad t = t_1, t_2 \quad (3)$$

と書き直す。ここで、 $k^D$ は、2つのグループ（添字 D は特区ダミー）で異なるマクロショックを示す。

すると、先の(2)式による DID 推定量は、

$$E(\hat{\gamma}^{DID}) = \gamma + (k^1 - k^0)(\theta_{t_2} - \theta_{t_1}) \quad (4)$$

となり、 $k^1 = k^0$ の時のみ  $\hat{\gamma}^{DID}$  に一致する。そこで、Bell et al. (1999)に従って、施策実施前後の期間と同様の景気局面にあるなるべく近い期間の変化を導入し、両期間の差分を取れば（Differentially Adjusted Difference in Differences）、(4)式の右辺第2項が消滅する。

新たな期間を  $t_* < t_{**} < t_1$  とすると、異なる時点の変化を考慮した DID 推定量（DADID）は、

$$\hat{\gamma}^{DADID} = \left\{ (\tilde{Y}_{t_2}^1 - \tilde{Y}_{t_1}^1) - (\tilde{Y}_{t_2}^0 - \tilde{Y}_{t_1}^0) \right\} - \left\{ (\tilde{Y}_{t_{**}}^1 - \tilde{Y}_{t_*}^1) - (\tilde{Y}_{t_{**}}^0 - \tilde{Y}_{t_*}^0) \right\} \quad (5)$$

となり、特区適用自治体における特区の平均的効果が得られる<sup>10</sup>。

ただし、以上の評価手法により求められる政策の効果は、「規制の特例措置が適用された」自治体における特区の平均的効果であり、特区非適用自治体も含めた母集団全体の特区の平均的効果とは一致しない<sup>11</sup>。したがって、本節の政策効果は、規制の特例措置を全国展開する際の判断の根拠とはなり得ない点に注意を要する。

## 2 対象特区とデータ

以下、データについて述べる。ここでは、2003年4月の第1回から2004年3月の第4回までに認定された324の計画のうち、94の特区計画の効果を検証する。第4回認定までに限定したのは、施策後のデータとして用いる2004年の「事業所・企業統計」の調査時点（6月）以前であることによ

<sup>10</sup> その他、単純な DID 推定量には、特区実施前の観測時点（ $t_1$ ）の選択に関する問題が指摘されている。たとえば「一時的に」雇用減少が激しい自治体ほど特区に手を挙げる（または都道府県により特区の適用地域に指定される）傾向が強ければ、そのような自治体は特区がなくとも雇用が改善される可能性が高いため、得られた TTE は過大推計となる。本稿では、政府による特区制度の検討が始まる前の 2001 年のデータを用いるため、自治体固有の一時的な雇用変化の影響はないものとみられる。

<sup>11</sup> 前者は Average Treatment on the Treated Effect (TTE)、後者は Average Treatment Effect (ATE) と呼ばれる (Blundell and Costa Dias, 2002)。特に、企業立地に関する規制の特例措置により、適用地域が非適用地域の雇用を奪う場合 (displacement effect)、当該規制の全国的な緩和は、日本の地域全体ではほとんど効果をもたない可能性がある。

る。対象計画の選定方法、ならびに特区で講じられる規制の特例措置は前節の分析対象と同じである。

規制の特例措置の適用は市町村を単位とするため、ここでは第 1 回特区計画の申請直前時期に当たる 2003 年 4 月 1 日時点の境界に基づき、東京 23 区を含む 3,209 の市町村のデータを用いる。このうち、認定計画により特例措置が適用された自治体は 189 であり、全自治体の約 5.9%を占める。

特区の成果には、市区町村別の製造業民営事業所従業者数（対数）を用いる。総務省「事業所・企業統計調査」の調査時点に基づき、特区制度以前の期間である 1996 年と 99 年、ならびに特区実施前後にあたる 2001 年と 04 年の 4 時点のデータを用いる。なお、施策後の成果の観測時点を 2004 年（6 月）としたのは、この時期は規制の特例措置の全国化が本格化する以前であり、地域限定の規制緩和策の効果を検証できるためである。

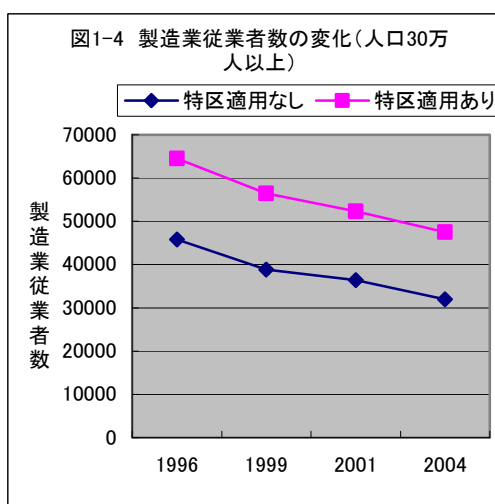
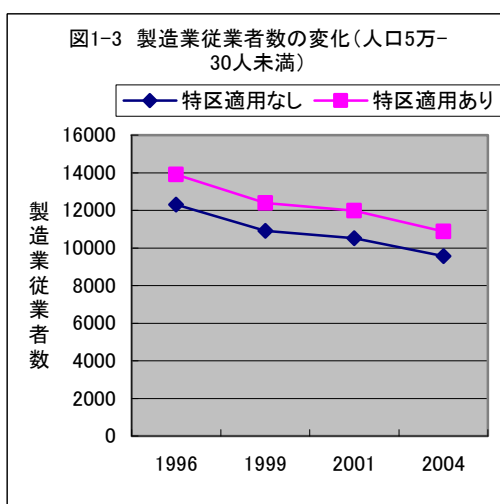
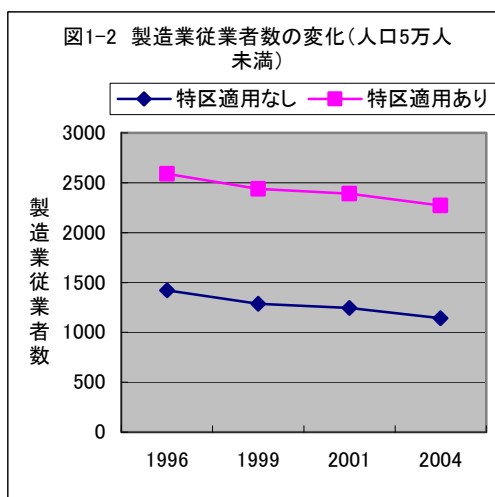
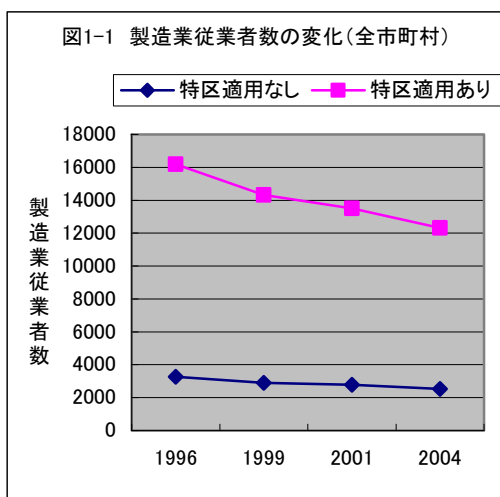
図 1-1 は、この間の特区適用自治体と非適用自治体の製造業従業者数の推移をみたものである。全市町村ベースで見ても、人口規模（1995 年の国勢調査ベース）に分けて比較しても、平均的には、特区適用自治体の方が非適用自治体に比べて製造業従業者数が多い。一方、変化のトレンドは両グループともに過去 8 年間に減少を続けていることがわかる。

推計モデルは以下のようなものである。

$$\ln E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 P_i + \alpha_3 A_i + \alpha_4 T_i P_i + \alpha_5 T_i A_i + \alpha_6 P_i A_i + \alpha_7 T_i P_i A_i + \alpha_8 X_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ここで、 $E_{it}$  は市町村  $i$  の  $t$  時点の製造業従業者数を、 $T_i$  は特区適用自治体を 1、非適用自治体を 0 とするダミー変数、 $P_i$  は特区の適用実施前後の期間である 01 年と 04 年を 1、96 年と 99 年を 0 とするダミー変数、 $A_i$  は二期間における期末（99 年と 04 年）を表す期末ダミーである。ここでは、これら 3 つのダミー変数の交差項である  $T_i P_i A_i$  の係数  $\alpha_7$  が、異なる期間の変化を考慮した DID 推定量を示す。コントロール変数である  $X_i$  には、製造業の労働需要に影響を与える変数として、前年の都道府県別県内総生産の成長率と都道府県別の製造業所定内平均給与（対数）を用いた。データの出所はそれぞれ内閣府「県民経済計算」および厚生労働省「賃金構造基本統計調査」である。推計に用いた変数の記述統計量は、表 5 に示している。

実際に推計に用いたのは、自然災害により 2001 年のデータが得られない東京都三宅村および 1996 年以降、製造業従業者数がいずれかの時点で 0 人であった 12 市町村を除く 3,197 の市町村データである。推計は最小二乗法で行い、分散不均一性に対処するため White(1980)による修正を行った。



注：人口規模は1995年「国勢調査」に基づく。

表5 記述統計量

変数名	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
製造業従業者数(対数)	12788	6.815	1.659	0.000	12.994
都道府県別製造業所定内給与(対数)	12788	5.557	0.142	5.212	5.948
都道府県別県内総生産成長率	12788	1.546	1.675	-4.400	6.012
製造業関連特区†	12788	0.059	0.236	0	1
うち第1回認定特区†	12788	0.042	0.201	0	1
誘致関連特区†	12788	0.046	0.210	0	1
うち第1回認定特区†	12788	0.030	0.172	0	1

注:†はダミー変数を示す

### 3 推計結果

推計結果は表6に示している。ここでは、(6)式において特区適用の政策効果を示す $\alpha_7$ の推計値のみを表示している。まず、1列目の全市町村に関する結果をみる。推計(1)では、ソフト面およびハード面の規制緩和策全体に

表6 市区町村人口規模別の製造業関連特区の効果 (DADID)  
(被説明変数：民営製造業従業者数の変化率)

特区ダミーの定義	人口規模			
	全市町村	5万人未満	5万～30万人未満	30万人以上
(1) 製造業特区全体	-0.008 (0.202)	-0.035 (0.191)	-0.002 (0.212)	-0.053 (0.365)
(2) うち第1回認定特区	0.001 (0.250)	-0.030 (0.238)	0.003 (0.280)	-0.072 (0.382)
(3) ハード面の規制緩和あり	-0.029 (0.218)	-0.050 (0.202)	-0.010 (0.206)	-0.037 (0.409)
(4) うち第1回認定特区	-0.025 (0.282)	-0.053 (0.268)	-0.010 (0.281)	-0.045 (0.426)
N	12788	10920	1568	300

注：（ ）内はロバスト標準誤差。特区ダミーは、(1)式では製造業関連特区全体を、(2)式では、(1)のうち第1回認定特区のみを、(3)式では施設や土地利用などのハード面の規制緩和のある特区のみを、(4)式では、(3)のうち第1回認定特区のみを表す。コントロール変数として、前年の都道府県別の製造業対数所定内給与および県内総生産成長率をそれぞれ含む。\*\*、\*、†はそれぞれ、1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

ついてその雇用面の平均効果を見ている。係数の符号は負となっているが統計的に有意ではない。しかし、2004年6月までの観測期間では、適用された特例措置の継続期間は最も長い第1回認定特区の1年2ヶ月に対して認定時期の最も遅い第4回認定特区ではわずか3ヶ月に過ぎない。さらに、規制の特例措置の性格によって雇用創出効果も異なる可能性がある。そこで推計(2)では、第1回認定特区に限定した効果を、推計(3)および推計(4)では、施設や土地利用といった誘致関連の特例措置を含む特区に限定した効果をそれぞれみている（うち推計(4)は第1回認定特区）。その結果から、地域限定の特例措置の継続期間、あるいは規制緩和策の内容を考慮した特区の効果は、いずれも製造業の雇用に有意な影響を及ぼしていないことが示されている。

表6の2列目以降は、自治体間の同質性を確保するため、観測期間当初の1995年の「国勢調査」に基づいた市町村の人口規模別に、(6)式を推計した結果である。係数の符号をみると、三列目の人口5万人以上30万人未満の都市間比較において、推計(2)の第一回認定特区の符号だけがプラスであり、その他の全ての推計結果では符号はマイナスとなっている。ただしいずれも統計的に有意ではない。このように施策の効果が及ぶ対象の同質性を確保しても、雇用の量的変化に関する限り、研究開発人材の活用や施設・土地利用といった雇用創出に関する規制緩和措置が、域内の製造業の雇用を促進したとはいえなかった。

#### IV おわりに

地域経済の活性化と規制緩和の全国化を目的とする構造改革特区には、自ずと 2 つの評価軸がありうる。本稿では、特区に参加した自治体の平均的効果の検証を通じて、地域が主体となり、規制緩和を政策手段とした地域政策の評価を試みた。その結果は次のように要約される。

第 1 に、特区を実施している自治体に対するアンケート調査結果によれば、製造業分野における研究開発や企業誘致に関連する特区の実施主体の 8 割以上が規制緩和による雇用創出効果を期待しているものの、実施後に効果ありとする回答は低調に留まっていた。主観的な成果を分ける要因としては、規制緩和策を雇用創出に結びつけるためには、自治体独自の雇用創出策の立案もしくは実行能力が鍵となることが示唆された。

第 2 に、「事業所・企業統計調査」を用いて、特区による特例措置が適用されなかった自治体を比較グループとして、実施自治体における特区の政策効果を定量的に検証した。その結果、施策の効果が及ぶ対象の同質性を確保しても、施策の実施前後の雇用の量的変化に関する限り、研究開発人材の活用や施設・土地利用に関する規制緩和措置が、域内の製造業の雇用を促進したとはいえなかった。

以上の結果からは、規制の特例措置を活用するという政策手法は、確かに財政措置を伴わない安価な手段であるものの、それゆえそのみでは十分な効果が得られないことを示唆している。2002 年の構造改革特区制度以後、地域再生計画（2004 年 6 月～）や各省庁の地域支援プログラムなど、自治体による企画競争型の地域政策が矢継ぎ早に導入されてきた。これらの新たな施策においても、当初は規制の特例のみを手段としてきたが、2005 年度以降は、課税の特例措置や交付金の支給といった財政措置が講じられるようになっており、雇用面の施策の効果を高めるよう政策変更が行われたとも考えられる。

しかし、本稿のようにストックの雇用変化が成果指標となるのかは問題なしとしない。ストックの雇用変化率は雇用創出と雇用消失の差として定義されるものであり、フローの雇用変動を十分に捕捉していないうらみがある。分析対象の特区計画をみると、バイオメディカルを初めとした健康・医療産業や微細加工（ナノテク）分野、環境・リサイクル産業など、新たな成長産業の育成を意図したものが多い。こうした自治体において域内製造業の構造転換が進んでいる場合には、フローの製造業雇用を成果指標に用いるべきかもしれない。さらに、特例措置の利用主体が特区計画に沿った特定の産業であれば、より特定化された産業別にフローの効果を検証すべきであろう。残念

ながら、市町村レベルの産業別従業者数のフローデータは公表されていないため、代替的な成果指標の選定が課題となるかもしれない。これらは今後に残された課題である。

#### 参考文献

小野達也(2003)「構造改革特区が日本の経済・社会を活性化する条件－社会実験としての構造改革特区」、富士通総研経済研究所『政策レポート』、No.177。

橘川武郎・連合総合生活開発研究所(2005)『地域からの経済再生－産業集積・イノベーション・雇用創出』、有斐閣

－(2006)「地域再生と雇用創出」『日本労働研究雑誌』、第557号、pp.4-15  
黒澤昌子(2005)「積極労働政策の評価－レビュー」、『フィナンシャル・レビュー』、第77巻、第3号、pp.197-220。

鈴木 亘(2004)「構造改革特区をどのように評価すべきか－プログラム政策評価の計量手法からの考察－」『会計検査研究』、No.30、pp.145-157。

横山 直(2002)「構造改革特区を通じた規制改革と産業集積に関する一考察」、景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー、DP/02-3。

勇上和史(2007)「規制緩和を活用した雇用創出－構造改革特区の効果」労働政策研究・研修機構『地域雇用創出の新潮流』、プロジェクト研究シリーズ No.1、第7章、pp.165-196。

Bell, B. and Blundell, R. and J. Van Reenen (1999) “Getting the Unemployed Back to Work: The Role of Targeted Wage Subsidies,” *International Tax and Public Finance*, Vol.6, No.3, pp.339-360.

Blundell, R. and Costa Dias (2000) “Evaluation Methods for Non-Experimental Data,” *Fiscal Studies*, Vol.21, No.4, pp.427-468.

－(2002) “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics,” *Portuguese Economic Journal*, Vol.1, Issue2, pp.91-115.

Greenbaum, R. and D. Bondonio (2004) “Losing Focus: A Comparative Evaluation of Spatially Targeted Economic Revitalization Programmes in the US and the EU,” *Regional Studies*, Vol.39, No.3, pp.319-334.

Greenbaum, R. and J. B. Enberge (2004) “The impact of State Enterprise Zones on Urban Manufacturing Establishment,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.23, No.2, pp.315-339.

OECD (2005) *Employment Outlook*, OECD.

White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48, No. 4, pp.817–830

Wilder, M.G. and B. M. Rubin (1996) "Rhetoric versus reality: A review of studies on state enterprise zone programs," *Journal of American Planning Association*, Vol.62, No.4, pp.473-491.