

## 公的信用保証制度と地域間リスクシェアリング

深 澤 映 司

- ① 我が国で中小企業向け政策金融のあるべき姿を考える際には、公的信用保証制度も視野に入れるべきである。中小企業の借入に保証が付くと、金融機関は保証が付かない場合に比べ、低い金利で貸出を行う傾向がある。したがって、同制度には、借り手に向けた事実上の所得移転としての側面があると考えられる。そのあり方を考えるに当たり、効率的な資金供給の観点もさることながら、所得分配という視点が、重要になってくる。
- ② 中小企業に向けた事実上の所得移転の額が地域間で異なるなか、個々の信用保証協会は、全国レベルの信用保証を通じて、そうした差異にある程度は対応できる。ただ、国による信用保証への出資や、自治体への補助金交付といった財政措置に支えられて、中小企業の利払い費の軽減が可能になっている面も見逃せない。財政への依存傾向は、金融システム危機下で中小企業への所得移転額が膨らんだ平成10(1998)年度以降、とくに著しい。
- ③ 公的信用保証の枠組みは、全体として、各地域の一時的な所得変動に伴うリスクを地域間で調整する機能を担っていると考えられる。そこで、定量的な手法に基づく計測を行ってみると、公的信用保証に基づく事実上の利子補給が、1970年代の半ば以降、一定の地域間リスクシェアリング機能を発揮してきたことや、同機能が平成10(1998)年度以降の時期に著しく強まったことが確認できる。
- ④ 加えて、公的信用保証は、短期的な景気後退の産物とは片付けられない経済の中長期的低迷に見舞われた地域を対象に、域内の中小企業に対して所得を恒常的に移転させる役割も担ってきた。実際のデータからは、中小企業が製造業(輸出型製造業、下請製造業)や小売業に関連した構造調整圧力に強くさらされてきた地域ほど、1990年代以降における恒常的所得移転の度合いが大きくなる傾向を、読み取れる。
- ⑤ 一方、事実上の所得移転策としての公的信用保証には、経済的な副作用もある。利払い費の負担が軽くなる中小企業自身が、「負債による規律付け」を低下させ、経営の効率化や競争力強化に向けたインセンティブを失う恐れである。過去のデータに基づく分析からも、公的信用保証を通じた事実上の利子補給が、中小企業の生産性向上に向けた取り組みに対して、悪影響をもたらしてきた可能性があるとの結果が得られた。
- ⑥ これらの分析結果を踏まえると、今後の公的信用保証制度のあり方を巡っては、(i) 経済の構造問題に対応した中小企業支援策としての役割まで担わせるべきなのか、(ii) その機能を地域間のリスクシェアリングに特化させた場合に、制度の持続性をどのような形で保っていくべきなのか、(iii) 中小企業向けの信用保証を公的な機関に委ねなければならないのか、などが、重要な論点として浮かび上がってこよう。

# 公的信用保証制度と地域間リスクシェアリング

深 澤 映 司

## 目 次

はじめに

### I 公的信用保証制度の枠組みと本質

- 1 制度の概要
- 2 信用保証がもたらす事実上の所得移転
- 3 所得移転を支えるもの

### II 都道府県別データを用いた実証分析

- 1 地域間リスクシェアリング機能の計測
- 2 恒常的な所得移転額と構造調整圧力の関係
- 3 事実上の所得移転がもたらす副作用

### III 公的信用保証制度の改革に向けた示唆

## はじめに

我が国の政策金融改革は、平成14(2002)年度から平成16(2004)年度にかけて、不安定な国内金融情勢の下で足踏みを余儀なくされたものの、ここに来て、その動きがようやく本格化してきた。先の第164回国会では、政府系金融機関の再編に向けた基本方針等をその一部に盛り込んだ「簡素で効率的な政府を実現するための行政改革の推進に関する法律」(平成18年法律第47号)が成立した。中小企業金融の関連では、商工組合中央金庫の完全民営化や、中小企業金融公庫と国民生活金融公庫を含んだ現行5機関の新機関への統合などが、同法のなかに盛り込まれている。これを受け、政府は、既存の政府

系金融機関を再編した後の具体的な業務や組織に関する法律案を、平成19(2007)年の国会(常会)までに作成する運びであるという<sup>(1)</sup>。

しかし、中小企業向け政策金融のあり方を巡る議論で採り上げられるべき対象は、政府系金融機関だけに限られない。例えば、我が国には、中小企業による資金調達を保証という手法で支援している公的信用保証制度が存在する。その保証債務残高(平成16(2004)年度末)は約30兆円<sup>(2)</sup>と、3つの中小企業向け政府系金融機関(中小企業金融公庫、国民生活金融公庫、商工組合中央金庫)による直接融資残高の合計(平成16(2004)年度末に約25兆円<sup>(3)</sup>)を2割も上回る。同制度が、中小企業向け政策金融全体のなかで、

(1) 「新政府系金融、株式会社に／中小公庫など2008年10月統合／国が全額出資」『日本経済新聞』2006.6.7.

(2) 全国信用保証協会連合会「信用保証実績の推移」<<http://www.zenshinhoren.or.jp/file/1-4.pdf>>

(3) 数字は、中小企業金融公庫『中小企業金融公庫 2005』2005.8. <<http://www.jasme.go.jp/jpn/summary/disclosure/2005jfs03.pdf>>; 国民生活金融公庫『国民生活金融公庫レポート2005 資料編』2005.8. <<http://www.kokukin.go.jp/pfcj/pdf/2005sp07-11.pdf>>; 商工組合中央金庫『2005 ディスクロージャー誌』2005.8 <<http://www.shokochukin.go.jp/ir/pdf/dis2005/074-078.pdf>> による。なお、国民生活金融公庫の貸出残高は、普通貸付に相当するものだけを対象としており、教育等に関連した貸付を対象から除いている。

無視することができない座に位置していることは、明白であろう。

政策金融の問題を考える際に見落としてはならない視点は、ほかにもある。たとえ、資金供給の円滑化や資金配分の効率化を主眼とした政策であっても、その政策が、経済全体として見た所得の分配面に何らかの影響を及ぼす可能性があるという点である<sup>(4)</sup>。とりわけ政府から補助金等の財政支援を受けた政策の場合、その本質的な機能を掘り下げたり、実施の是非について判断を行う上で、所得分配という観点が必要になってこよう。なぜならば、そのような政策は、納税者から政策の受益者に向けた所得移転としての性格が強いと考えられるからである。ちなみに、我が国の信用保証制度を巡っては、近年、定量的な手法に基づく実証分析が増えつつある<sup>(5)</sup>。ただ、所得分配という角度から同制度の功罪を解き明かそうと試みたものは、今のところ見当たらないのが実情である。

そこで本稿では、政府系金融機関の陰に隠れ、ともすれば中小企業向け政策金融改革の盲点となりがちな公的信用保証制度に焦点を合わせ、同制度がこれまでに果たしてきた所得分配面の役割を実証的に明らかにすることを通じて、今後、同制度のあり方について検討を行うための手掛かりを提供したい。

本稿の構成は、以下の通りである。

まず、我が国における公的信用保証制度の枠組みを概観した上で、個々の信用保証協会による保証が、各地域の中小企業に向けた事実上の所得移転を引き起こしてきたという見方を打ち出す。そして、地域ごとに観察される所得移転

額の差異が、全国レベルの信用保険に基づく地域間調整に加え、各種の財政支援により支えられてきたという事実について、定性的な確認を行う。次に、1970年代後半以降の都道府県別データを用いた分析を通じて、我が国の公的信用保証制度が果たしてきた所得分配面の機能を定量的に掘り下げる。具体的には、(i) 同制度が、一時的な所得の落ち込みに見舞われた地域の所得を、地域間で補い合う地域間リスクシェアリングの機能をどれほど発揮してきたのか、(ii) 各地域への事実上の所得移転のうち、地域間リスクシェアリングの概念で説明しきれない恒常的な所得移転の部分は、いかなる要因によるものだったのか、そして、(iii) 所得移転を受けた地域の中小企業に、何らかの経済的副作用が生じていなかったのか、をそれぞれ明らかにする。そして最後に、これらの実証分析の結果を踏まえ、中小企業向け公的信用保証制度のあるべき姿を巡り今後予想される論点について、考えることとする。

## I 公的信用保証制度の枠組みと本質

### 1 制度の概要

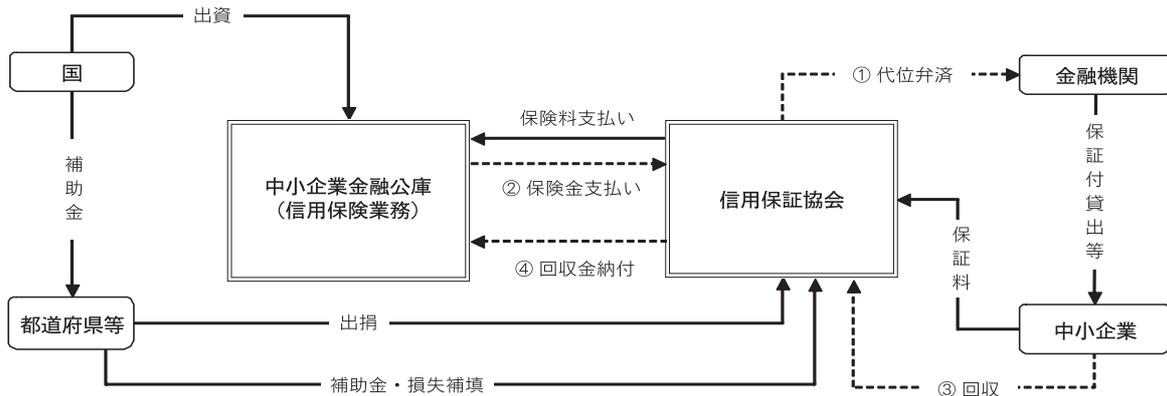
我が国の公的信用保証制度は、全国に52(47都道府県と5市<sup>(6)</sup>に1協会ずつ)ある信用保証協会(以下、「協会」とする)が行う保証と、中小企業金融公庫(以下、「公庫」とする)が運営を担当している信用保険を組み合わせた枠組みとして設計されており、公式には「信用補完制度」と呼ばれる<sup>(7)</sup>(図1)。

(4) 池尾和人慶應義塾大学教授は、「政府金融活動は、他の政府の活動と同様に、ほとんどの場合に結果として所得再分配効果をもつ」と述べている(池尾和人「政府金融活動の役割：理論的整理」岩田一政・深尾光洋『財政投融资の経済分析』日本経済新聞社、1998、pp.25-48.)。

(5) 代表例として、竹澤康子・松浦克己・堀雅博「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係 — 2変数固定効果モデルによる都道府県別パネル分析—」『経済分析』176号、2005.6、pp.1-18. や、Uesugi, I., S.Koji, Guy M.Yamashiro, "Effectiveness of Credit Guarantees in the Japanese Loan Market", *RIETI Discussion Paper Series*, 06-E-004 (2006). 等が挙げられる。

(6) 具体的には、横浜、川崎、名古屋、岐阜、大阪の5市である。

図1 公的信用保証制度の枠組み



(注) ①～④は、借り手の企業が倒産した場合の信用保証協会による対応（代位弁済から回収金納付までの流れ）を表す。  
 (出典) 中小企業金融公庫総合研究所『各種信用保険・信用保証制度の概要』2006.3.17、中小企業金融公庫『平成16年度の業務に係る政策評価書』2005.10、<www.jasme.go.jp/jpn/summary/seisakuhyouka16-4.pdf> より作成。

各地域の協会は、地域内の中小企業から保証料を徴収して、その借入れを保証している。基本保証料率（年率）は、有担保の場合が保証承諾額の1.25%、無担保の場合が同1.35%である<sup>(8)</sup>。個々の協会は、保証の金額や期間、保証の種類等に応じて基本料率と異なる料率を定めることができるものの、実際には基本料率と同じ料率が用いられるケースが多く、その結果、協会ごとの保証料率の差異は小さい。協会が保証を付与した中小企業の借入れにデフォルト（債務不履行）が発生すると、協会は、債権者である金融機関に対して、当該企業に代わり保証債務を弁済する（全部保証の場合には、全額を弁済）。これが、代位弁済である。

個々の協会は、全国レベルの信用保険に加入しており、中小企業から受け入れた保証料のなかから公庫に保険料を支払う。保険料率は、保険の種類ごとに定められており、例えば一般向けの「普通保険」や「無担保保険」では、保証金額のうち保険でカバーされる部分の0.87%（年間）である。代位弁済を行った協会には、

「包括保証保険契約」に基づき、公庫から代位弁済額の一定割合をカバーする保険金が支払われる。その割合（てん補率）は、「普通保険」で70%、それ以外の一般関係の保険では80%となっている<sup>(9)</sup>。信用保険から保険金を受け取った協会は、デフォルトを起こした中小企業からの回収に取り組み、その結果得られる回収金を公庫に納付しなければならない。そして、代位弁済額のうち、もともと保険金でカバーされていない部分は、協会自身の負担になる。

このように、我が国の公的信用保証制度は、全国各地における信用保証協会の活動だけに注目すれば分権的と言えるが、信用保険による再保険の機能をも視野に入れると、集権的な性格をもっている。

## 2 信用保証がもたらす事実上の所得移転

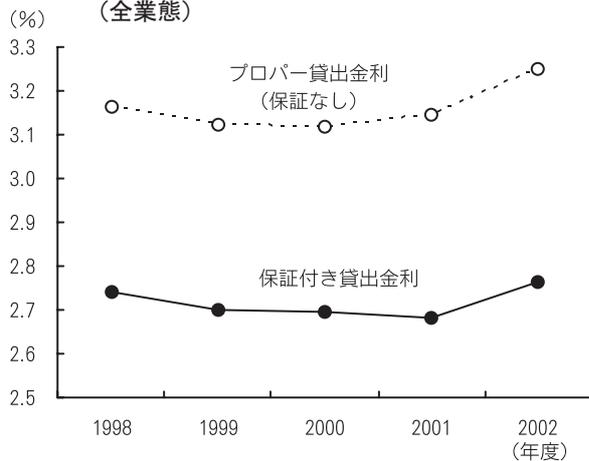
金融機関による中小企業への貸出に公的な保証が付いていないとき、貸出金利には、貸出先企業の信用リスク（貸倒れのリスク）に対応した上乗せ部分（信用リスク・プレミアム）が含まれ

(7) 我が国の公的信用保証制度の詳細については、江口浩一郎編『信用保証 第3版』きんざい、2005.を参照。なお、本稿では、「公的信用保証制度」という語で、「信用補完制度」を意味することとする。

(8) 平成15（2003）年3月までは、有担保・無担保の区別なく1%であったが、翌月に、我が国の公的信用保証制度が創設されて以来初の保証料率引き上げが行われ、現在に至っている。

(9) ただし、破綻金融機関等に関連した「特別保険」のてん補率は90%と、相対的に高く設定されている。

図2 保証付き貸出金利とプロパー貸出金利の比較 (全業態)



- (注) 1. いずれの貸出金利も、5業態（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合）を合わせたベース（業態別の金利を各年度の業態別保証債務残高で加重平均）。
2. プロパー貸出金利は、保証付き貸出金利に「プロパー貸出金利と比べた保証付き貸出金利の引き下げ幅」を加えることにより算出。

(出典) 全国信用保証協会連合会資料、中小企業信用保険公庫「金融機関の窓口からみた中小企業向け貸出、信用保証付貸出等の動向に関する調査」より作成。

ている。これに対して、公的信用保証が付いた中小企業向け貸出は、金融機関にとって信用リスクがゼロ（全部保証の場合）なので、その金利には、信用リスク・プレミアムが上乘せされない。このため、一般に、金融機関の保証付き貸出金利は、保証なしの貸出金利（プロパー貸出金利）よりも低くなる傾向がある<sup>(10)</sup>。

それでは、保証付き貸出金利とプロパー貸出金利の間には、実際にどれほどの乖離が見られるのであろうか。旧中小企業総合事業団が行っ

た調査<sup>(11)</sup>の結果等を踏まえて試算を行うと、平成10（1998）～平成14（2002）年度には、民間金融機関の5業態（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合）を平均して、保証付き貸出金利がプロパー貸出金利を0.4～0.5%ポイント程度下回る傾向があったと推察される（図2）。

企業が公的信用保証制度を利用することにより、利用しない場合に比べ、どれだけ貸出金利を引き下げることが可能になっているのかは、「保証の有無に関わらず、民間金融機関にとって貸出の期待収益率が等しくなる」という仮定を置くことによっても、推計が可能である。すなわち、デフォルト確率（デフォルトが生じる確率）を $\varepsilon$ 、想定元本回収率（貸出金のうちデフォルトしても回収不能にならないと想定される比率）を $\rho$ と置くと、理論上考えられる貸出金利の引き下げ幅は、 $\varepsilon(1-\rho)/(1-\varepsilon)$ と表すことができる<sup>(12)</sup>。

ただし、デフォルト確率や想定元本回収率のデータを実際に入手することは、それらが事前の段階における予想に関わるものであるだけに、困難である。そこで、デフォルト確率（ $\varepsilon$ ）を信用保証協会による実際の代位弁済率（＝代位弁済額÷保証債務残高）で代用し、また、想定元本回収率（ $\rho$ ）を同協会による実際の回収率（＝（求償権回収額<sup>(13)</sup>＋求償権償却額<sup>(14)</sup>のうち回収が見込まれる分<sup>(15)</sup>）÷代位弁済額）で代用すると、

(10) もっとも、我が国では、プロパー貸出金利が借り手の信用リスクを必ずしも的確に反映した形で形成されていない。このため、公的信用保証を利用しているからといって、貸出先の信用リスク相当分が、全面的に貸出金利の引き下げにつながるわけではない。

(11) 中小企業総合事業団「金融機関の窓口からみた中小企業向け貸出、信用保証付貸出等の動向に関する調査の概要」<<http://www.cig.jasme.go.jp/kdokof.pdf>>

(12) 考え方の詳細は、補論1を参照。

(13) 信用保証協会が代位弁済を通じて取得した求償権のうち、債務者から回収できた部分の金額。

(14) 信用保証協会が代位弁済を通じて取得した求償権のうち、「回収不能」と認められ、損失として計上された部分の金額。

(15) 信用保証協会が一旦は償却した求償権であっても、その後の業況好転等により、債務者から回収されることがあり得る。これを「償却済み求償権の回収」と呼ぶ。その見込み額は、例えば、「当年度まで3年間の償却済み求償権回収額の合計」を「前年度まで3年間の求償権償却額の合計」で割った比率を算出し、その比率を当年度

公的信用保証制度を通じた貸出金利の低下幅は、「代位弁済率×(1-回収率)÷(1-代位弁済率)」で求められる<sup>(16)</sup>。この金利低下幅に保証債務残高を掛け合わせれば、保証を利用している企業全体にとっての利払い負担の軽減額を得ることができよう<sup>(17)</sup>。

企業の側から見ると、本来支払うはずであった利払い費が節約された分だけ、自らの所得(利益)が押し上げられることになる。したがって、公的信用保証制度を通じた金融機関の貸出金利低下は、借り手の中小企業に向けた事実上の所得移転に等しいと考えられよう。保証を受ける中小企業は、その一方で協会に対して保証料を支払っているため、企業の利払い負担軽減額から保証料の支払い額を差し引いたものが、ネットのベースで見た所得移転額となる。

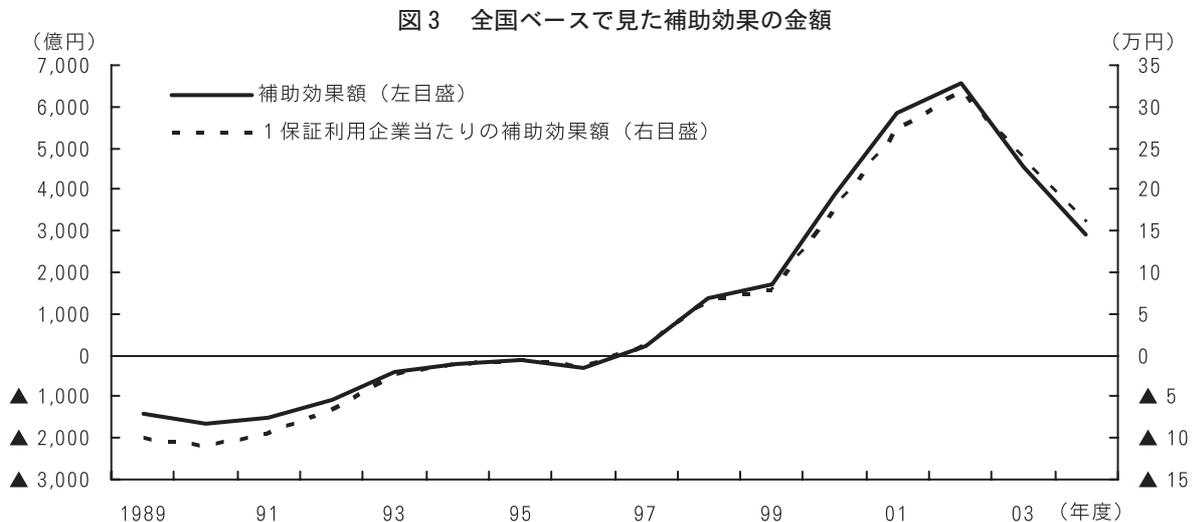
かつて総務省は、資金の借り手側から見たこのようなネットの受益を「補助効果」と呼び、

平成9(1997)年度から平成13(2001)年度までの試算値を公表したことがある<sup>(18)</sup>。本稿では、上記の方法に基づき、総務省による試算の前後の時期も含んだ補助効果の金額を改めて算出してみた(図3)。すると、その金額は、平成9(1997)年度以降拡大を続け、平成14(2002)年度に約6,600億円とピークを記録したものの、平成15(2003)年度からは、減少傾向に転じていることがわかる。

### 3 所得移転を支えるもの

#### (1) 補助効果額の地域間差異

先述の通り、我が国の公的信用保証制度は、各地域の信用保証協会という分権的な運営単位を、全国レベルの信用保険という集権的な枠組みで束ねている点を特徴としている。したがって、同制度に基づく事実上の所得移転のメカニズムについて掘り下げるためには、都道府県別



(注) 1. 補助効果額=(「信用保証を通じた貸出金利の引き下げ幅」-「保証料率」)×保証債務平均残高  
 2. 信用保証を通じた貸出金利の引き下げ幅=代位弁済率×(1-回収率)÷(1-代位弁済率)  
 3. 保証料率=保証料÷保証債務平均残高

(出典) 中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

の求償権償却額に掛け合わせた金額により近似することができる。

(16) この算式は、総務省『政府金融機関等による公的資金の供給に関する政策評価書』2003.6. <[http://www.soumu.go.jp/s-news/2003/030606\\_1\\_02.html](http://www.soumu.go.jp/s-news/2003/030606_1_02.html)> のなかでも用いられている。

(17) 利払い負担の軽減額は、その定義からも明らかなように、代位弁済率が高いほど、あるいは回収率が低いほど、大きくなる傾向がある。

(18) 総務省 前掲注(16)



協会が、その地域内の保証利用企業に対する民間金融機関の貸出金利をあまねく押し下げ、事実上の所得移転効果を発揮することができているのは、倒産した企業の債務を代位弁済すると協会が確約しているなか、金融機関にとっての想定元本回収率が、保証が付かない場合のそれを上回っているからにはほかならない<sup>(21)</sup>。したがって、補助効果の地域間差異への具体的な対応を明らかにするには、各協会の代位弁済額のうち回収できずに損失化した部分のコスト(求償権償却額)が、当該協会により徴収された保証料以外のいかなる財源で手当てされているのか、を見ればよい。求償権償却額は、「企業からの保証料受け入れ」、「保険収支」(=「受け取り保険金」-「支払い保険料等<sup>(22)</sup>」)、「協会の基本財産の取崩し(ネット)」、そして「その他<sup>(23)</sup>」を合計したものに定義上等しくなる。このような関係からも読み取れるように、個々の協会による代位弁済に伴うコストは、主に2通りの方法で賄われている。

1つは、信用保険を通じた信用保証協会同士のやりとりである。協会は、企業から徴収した保証料の一定部分を信用保険に対して支払う半面、代位弁済額の一定割合に相当する保険金を信用保険から受け取っている。このため、代位弁済額が保証料の受け入れに比べ相対的に大きい(小さい)協会<sup>(24)</sup>は、保険金の受け取りも保

険料の支払いに比べ相対的に大きく(小さく)なる傾向がある。このような信用保険の枠組みから容易に想像できるように、都道府県別の補助効果額と保険収支の間には、強い正の相関関係が認められる(図5)。言い換えれば、協会による保険料の収納と保険金の受け取りを通じて、代位弁済に伴う損失が相対的に小さい協会から、それが相対的に大きい協会へと所得が移転していると考えられる。

もう1つは、当該地域の信用保証協会自身による対応である。その中心としては、基本財産の取崩しが挙げられる。協会の基本財産は、一般企業の資本金に相当するものであり、保証業務に伴い協会が引き受けを余儀なくされる信用リスクに備えたバッファーとしての性格をもっている。このため、代位弁済額が増加すると、基本財産はしばしば取り崩される。また、協会が地方自治体(都道府県等)から損失補填を受けたり、補助金を交付されている場合、その部分も代位弁済に伴うコストの穴埋めに用いられる。

### (3) 財政面からの各種支援

ここで注意しなければならないのは、信用保険を通じた異なる協会間のやりとりや、個々の協会レベルでの代位弁済増への対応が、実際には財政面での各種支援により支えられてきたと

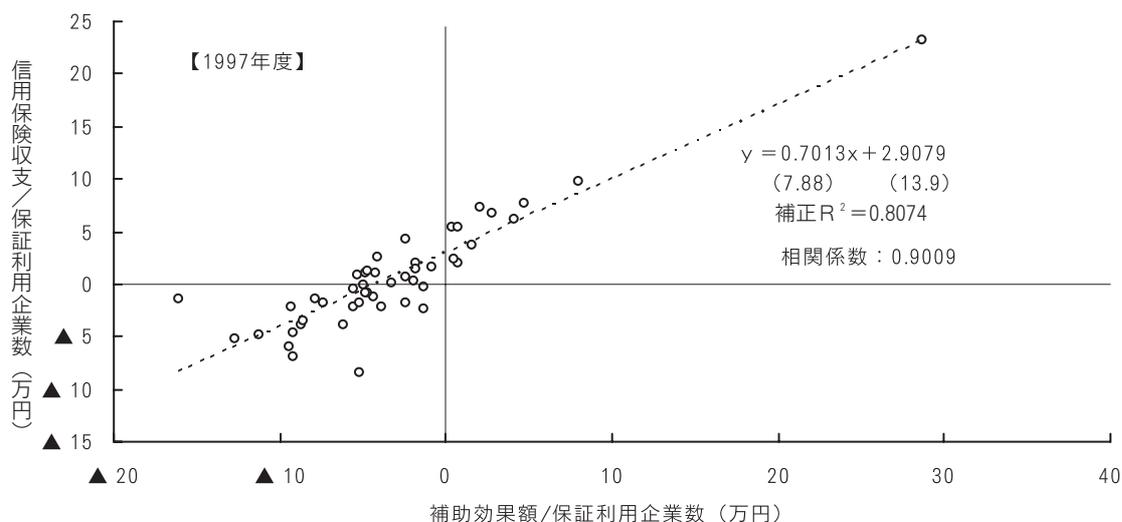
①) 仮に協会によるデフォルト時の代位弁済が確約されていなければ、民間金融機関は借り手である中小企業に対して、信用リスク・プレミアムを上乗せした貸出金利を要求するであろう。このため、公的信用保証を通じた事実上の所得移転効果も、現れないことになる。

②) 支払い保険料(協会による信用保険に対する保険料の収納)のほかに、協会による信用保険に対する回収金の収納を含んでいる。

③) ここでは、「地方自治体(都道府県等)から協会に支給された補助金」や「協会が保有する資産の運用益」などを合わせた金額から、「協会の経費」等を差し引いたものを、「その他」で総称している。

④) 都道府県ごとの保証料率(ここでは、制度上定められた料率ではなく、保証料の徴収額を保証債務残高で割ることにより求められる割合を指す)のばらつきは、代位弁済率のばらつきに比べるとかなり小さい。1990年代以降の各年度について都道府県別データに基づき算出した変動係数(=標準偏差/平均)の値は、代位弁済率の場合が0.33~1.08であるのに対して、保証料率の場合は0.05~0.08に過ぎない。したがって、代位弁済率が他の地域の協会よりも相対的に高い(低い)協会では、代位弁済額が保証料の受け入れとの対比で相対的に大きく(小さく)なる傾向がある。

図5 都道府県別の補助効果額と信用保険収支の関係（1997年度）



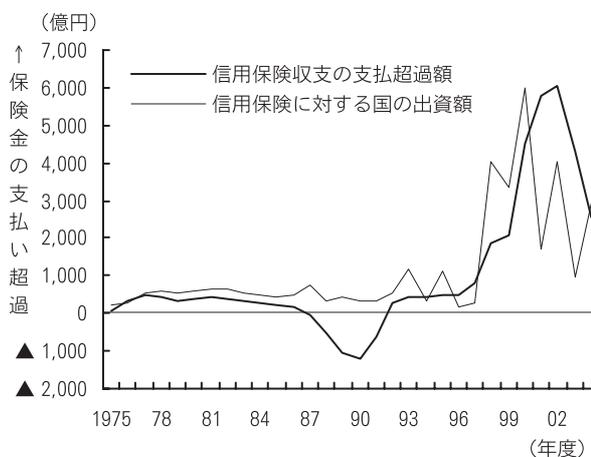
(注) 1. 1997年度における47都道府県の補助効果額（1保証利用企業当たり）と信用保険収支（同）の関係をプロットしたものの。  
 2. 信用保険収支=協会による保険金の受け取り-協会による保険料の支払い（回収金の収納を含む）  
 (出典) 中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧 平成10年版』

いうことである。

その第一は、国による信用保険への出資である。地域間における補助効果額の差異が信用保険を通じて調整されているとはいえ、47都道府県の保険収支を合計した金額が、ゼロになるとは限らない。とりわけ平成10(1998)年度以降は、同収支合計額のプラス幅（全国の協会による保険金の純受け取り額の合計）が急拡大している。そうしたなか、過去からの推移を見ると、あたかも全国ベースでみた保険金の支払い超過額を穴埋めするかのように、国（一般会計、産業投資特別会計等）が、信用保険を運営している公的機関<sup>(25)</sup>に対する出資を行ってきたことがわかる（図6）。

第二に、国から自治体に向けた補助金の交付も見落とせない。国の一般会計予算に計上されてきた各種の信用保証協会基金補助金<sup>(26)</sup>が、それに当たる。国は、都道府県等の自治体に補

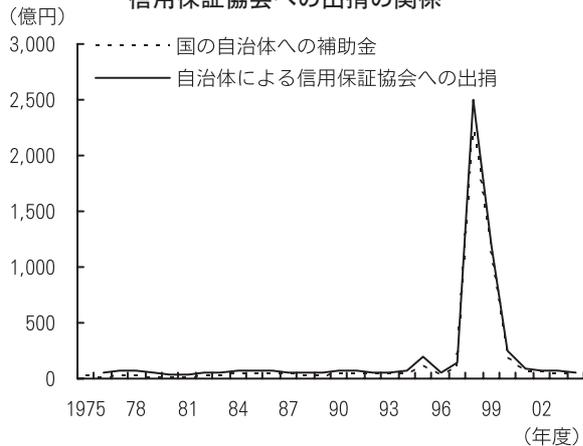
図6 信用保険収支と国からの出資金との関係



(注) 1. 保険収支の支払超過額=保険金支払-(保険料収納+回収金収納)  
 2. 信用保険に対する国の出資額は、「一般会計出資」、「産業投資特別会計出資」、「高度化等勘定より承継」の合計。  
 (出典) 中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

<sup>(25)</sup> 信用保険制度は、元来は中小企業信用保険公庫の所管であったが、同公庫の廃止（平成11(1999)年6月）に伴い、以後5年間は中小企業総合事業団の信用保険部門がその運営を担当していた。さらに、平成16(2004)年7月に独立行政法人中小企業基盤整備機構が発足して中小企業総合事業団が廃止されると、信用保険に関連した業務は中小企業金融公庫に引き継がれた。

図7 国の自治体への補助金と自治体による信用保証協会への出捐の関係



(注) 1. 国の自治体への補助金は、「信用保証協会基金補助金」、「緊急金融環境対応信用保証協会基金補助金」、「中小企業金融安定化特別保証制度対応信用保証協会基金補助金」、「資金供給円滑化信用保証協会基金補助金」の合計額。  
2. 自治体による信用保証協会への出捐は、都道府県・市町村による出捐金残高の前年度との差。

(出典) 中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版、内閣『一般会計予算書』より作成。

助金を支給することにより、自治体が協会に対して出捐(出資)する動きを後押ししてきた(図7)。

第三に、自治体のなかには、代位弁済に伴う協会の損失を補償の対象にしているところがある。その場合は、協会が被った損失に応じて、自治体から損失補償補填金<sup>(27)</sup>が支払われることになる<sup>(28)</sup>。加えて、自治体が協会に対して、事務補助金(保証料、保険料、経費等の補助金)や赤字補填のための補助金を支給することもある。

## II 都道府県別データを用いた実証分析

### 1 地域間リスクシェアリング機能の計測

#### (1) 地域間リスクシェアリングとは

前章で見たように、我が国の公的信用保証制度には、地域間で生じる補助効果額の差異に、全国レベルの再保険(信用保険)等を通じてある程度まで対応することのできる仕掛けが組み込まれている。ただ実際には、信用保険に対する国の出資や、自治体に対する国の補助金交付といった財政面の措置に支えられる形で、保証利用企業から見た利払い負担の軽減が可能になっているという側面も見逃すことはできない。財政への依存傾向は、全国ベースでみた補助効果の総額(前掲図3)が大きく膨らんだ平成10(1998)年度以降において、とくに顕著である。

我が国の公的信用保証制度に見られるこうした特徴を踏まえると、その機能を定量的に把握する上で、「地域間リスクシェアリング」の考え方を尺度とすることは、有益であると思われる。

経済学上の地域間リスクシェアリングとは、各地域でその地域固有の一次的な所得変動が見られるとき、高所得(好況)の時期に多くの消費ができ、低所得(不況)の時期には消費が少なくなるという事態を避けるため、予め地域を越えた所得保険をかけておいて、いつでも一定の所得が確保できるように、リスクを分散しておくことにはかならない<sup>(29)</sup>。この考え方は、

<sup>(26)</sup> 「信用保証協会基金補助金」(1971, 1973, 1975~1998年度)のほか、「緊急金融環境対応信用保証協会基金補助金」(1998~1999年度)、「中小企業金融安定化特別保証制度対応信用保証協会基金補助金」(1998~1999年度)、「資金供給円滑化信用保証協会基金補助金」(2000年度~)が挙げられる。なお平成12(2000)年度以降は、国が自治体ではなく(株)全国信用保証協会連合会に補助金を交付することを通じて、同連合会による個々の信用保証協会への出捐を促す「経営安定関連保証等対策費補助金」も、国の一般会計予算に計上されている。

<sup>(27)</sup> 自治体の制度融資(自治体が金融機関に預託した資金に基づき、当該金融機関が中小企業に低利融資を行う制度)の代位弁済を通じて協会が損失を被った場合に、自治体がそれを補填することを主眼としている。

<sup>(28)</sup> 例えば、東京信用保証協会は、平成16(2004)年度に東京都から求償権償却額の1割弱に相当する損失補償補填金を交付されている(東京信用保証協会『東京信用保証協会レポート2006』2006。

<<http://www.cgc-tokyo.or.jp/disclosure/pdf/report2006.pdf>>。

高所得地域から低所得地域に向けた所得移転を、後者の地域における所得の一時的な落ち込みと関連付けており、地域間の恒常的な所得格差に対応した所得移転（「地域間の所得再分配機能」）とは、区別される<sup>(30)</sup>。以下では、このような定義を前提として、公的信用保証を通じた地域間リスクシェアリングについて考えることとする。

先に見たように、国内の各地域では保証付き貸出の金利低下を通じて、中小企業に向けた事実上の所得移転が発生している。このような状態は、それぞれの地域の経済情勢に応じて、中小企業の利払いに中央から利子補給金が交付されている状態と本質的に等しいと言えよう。そして、利子補給金を各地域に交付するためのコストは、国が財政的に支援している保険の保険料と、全国の家計や企業から徴収される国税等で支えられている。したがって、公的信用保証の枠組みは、全体として、まさに短期の景気変動に対応した地域間リスクシェアリングの機能を担っていると考えられる。

このことは、一国が2つの地域から構成されている単純な経済を前提にすると、理解しやすいであろう<sup>(31)</sup>。

景気が良好でマクロの所得の減少が見られない地域Aと、景気の悪化からマクロの所得が一時的に減少している地域Bという2つの地域が、国内に並存していると仮定しよう。両地域には、それぞれ信用保証協会があり、域内の中小企業が倒産した場合には、域内外から徴収された保証料や租税を財源として漏れなく代位弁済を行うことを、予め金融機関に確約しているとする。

地域Aでは、企業倒産の発生等が軽微なことから、代位弁済も少額で済み、その結果、域内で徴収された保証料や租税に余剰が生じる。一方、地域Bでは、企業倒産の多発に伴い、代位弁済の額が膨らみ、域内で徴収された保証料や租税だけでは、そのコストが十分に賄われない。このとき、地域Aで余った保証料や租税は、信用保険や国の補助金等の枠組みを通じて、地域Bにおける代位弁済額の一部を賄うために用いられる。すなわち、地域Aからの所得移転を背景に、地域Bの中小企業の利払い費は、地域Aの中小企業のそれよりも相対的に大きく軽減される（保証が付かない場合と比べた借入金利の低下幅は、地域Bの方が大きい）。こうした調整を通じて、地域Aと地域Bのマクロ・レベルの所得が均等化し、両地域の住民が同じ消費の水準を維持することができる。

この枠組みは、地域Bの住民にとって、所得移転がなかった場合よりも、高い消費水準を実現できるという点で明らかにメリットがある。また、地域Aの住民にとっても、将来は自分たちの地域が景気の悪化に見舞われるかもしれないので、所得移転の枠組みに参加することのメリットが認められるのである<sup>(32)</sup>。

## (2) 定量分析の考え方（実証モデルの設定）

地域間リスクシェアリングが実際にどの程度行われているかを定量的に把握する方法としては、Asdrubali氏ら<sup>(33)</sup>が示し、土居丈朗慶應義塾大学助教授<sup>(34)</sup>も分析に使用している手法が一般的である。その概要を、紹介しておこう。

(29) 土居丈朗『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社、2000、p.169.

(30) 同上、p.177. 土居氏は、両機能を厳密に区別した上で、地方交付税制度を中心とした我が国の政府間財政移転の分析に適用している。

(31) ここで述べた例示は、同上、pp.180-181. の記述を参考にしている。

(32) 同上、p.181.

(33) Asdrubali, P., B. E. Sorensen and O.Yosha, "Channels of interstate risk sharing: United States 1963-1990", *Quarterly Journal of Economics*, 111 (1996), pp.1081-1110.

(34) 土居 前掲注(29), pp.183-194.

47都道府県の「1人当たり実質消費<sup>(35)</sup>の変化率」を、それぞれの都道府県の「1人当たり実質所得（県内総生産）の変化率」で説明した1次式を考える。その場合、「県内総生産の変化率」の項の係数がゼロに近いほど、地域間で消費の平準化が強く行われていると考えられる。なぜならば、同係数がゼロのとき、各地域の所得と消費の間には相関関係が全く見られず、完全な地域間リスクシェアリングが行われていると考えられるからである。換言すれば、同係数がどれほどゼロに近いかが、各種の施策等を通じた地域間リスクシェアリングの度合いを総合的に表す尺度となる。

ちなみに、各県内における総生産が消費へと姿を変えるまでには、複数の段階を経なければならない。まず、「県内総生産」から「県外に向けた要素所得（資本や労働の対価）の純支払い額」を引いたものが「県民総生産」になり、続いて、「県民総生産」から「固定資本の減耗分」を引いたものが「所得移転前の県民所得」になる。さらに、「所得移転前の県民所得」から「各種の施策を通じた地域間所得移転の総額<sup>(36)</sup>」を引いたものが「所得移転後の県民所得」になり、最後に、「所得移転後の県民所得」から「貯蓄」を引いたものが「消費」になる、といった具合である。ここで、「県内総生産」、「県民総生産」、「所得移転前の県民所得」、「所得移転後の県民所得」、「消費」の間には常に一定の関係が成立しているので、その関係を表す恒等式を前提とすることにより、「要素所得の受け払い」、「固定資本減耗」、「各種施策に基づく地域間所得移転」、「貯蓄」のそれぞれが、消費の平準化に対してどの程度寄与しているのかを、明

らかにすることができる<sup>(37)</sup>。すなわち、これらの寄与度を足し合わせたものが、地域間リスクシェアリング全体の度合いに等しくなるのである。

このような考え方を基本としつつ、本稿では土居丈朗氏がその著書<sup>(38)</sup>で展開している方法に倣い、地域間の所得移転を「公的信用保証に基づく事実上の利子補給」という個別施策のレベルにまで降りて、その消費平準化効果を測定してみた。具体的には、ある県の「所得移転前県民所得（実質・1人当たり）の変化率」から「公的信用保証に基づく利子補給相当額（実質・1人当たり）を所得移転前県民所得（同）に加えたものの変化率」を差し引いたものを、説明されるべき変数（被説明変数）とした。この変数を説明するための変数（説明変数）としては、同じ県の「県内総生産（実質・1人当たり）の変化率」をとり上げた。そして、被説明変数を説明変数で表した1次式を、47都道府県の全てに当てはまるような形で推定し、推定結果から得られる説明変数の項の係数を、地域間リスクシェアリング全体に対する公的信用保証の寄与度とみなすこととした。

### (3) 推定に用いた方法、データ等

上記の式を推定するため、都道府県別の時系列データ（年度ベース）に基づくパネル分析<sup>(39)</sup>を行った。

推定に使用したデータは、次の通りである。

SNA関係のデータ（都道府県別の県内総生産（名目）、県民総生産（同）、民間最終消費支出（同）、政府最終消費支出（同）、県内総生産デフレータ、民間最終消費支出デフレータ、政府最終消費支出デ

(35) この場合の消費には、民間最終消費支出（いわゆる個人消費）のみならず、政府最終消費支出（政府が提供するサービス等を家計が直接的な対価を支払うことなく消費している部分など）を含んでいる。

(36) その値は、租税（直接税、間接税）の徴収額から、補助金等の財政移転額を差し引いたものに等しい。

(37) 考え方の詳細については、補論2を参照。

(38) 土居 前掲注(29), p.193.

(39) 複数の主体に関する複数時点のデータに基づく分析。

フレータ)と総人口については、昭和50(1975)～平成2(1990)年度の分として、経済企画庁『県民経済計算年報 平成6年版』に掲載されているデータを使用した<sup>(40)</sup>。一方、これらの指標の平成2(1990)～平成15(2003)年度分としては、内閣府のホームページで公表されている「平成15年度県民経済計算」<sup>(41)</sup>に掲載されたデータを使用した<sup>(42)</sup>。

ちなみに、「所得移転前県民所得」の名目値については、平成2(1990)～平成15(2003)年度分として、「平成15年度県民経済計算」に掲載された「市場価格表示の県民所得」(名目値)を使用した<sup>(43)</sup>。一方、経済企画庁『県民経済計算年報 平成6年版』では、「市場価格表示の名目県民所得」が公表されていない。このため、昭和50(1975)～平成2(1990)年度の「所得移転前県民所得」は、名目ベースの「県民総生産」から「固定資本減耗」を差し引いて求めることとした。その際に必要となる都道府県ごとの「固定資本減耗」(昭和50(1975)～平成2(1990)年度)は、土居丈朗氏の推計によるデータ<sup>(44)</sup>を用いている。

被説明変数の一部をなす「公的信用保証に基づく利子補給相当額」は、中小企業金融公庫・

全国信用保証協会連合会『業務要覧』の各年版に掲載された諸データ(代位弁済額、求償権償却額、求償権回収額、保証債務残高)により求めた。

なお、利子補給相当額を算定する際には回収率のデータが欠かせないが、今回の推定では、求償権回収額(当年度)を代位弁済額(当年度)で割ったもので、それを代用する簡便法を用いることとした。前章の定性的な分析では、利子補給相当額の算出に当たり、ある年度の求償権償却額のうち翌年度以降に回収が見込まれる部分も、その年度の回収率に反映させる方法をとっていた。本来であれば、ここでもそうした正式な方法をとるべきところであろう。しかし、昭和62(1987)年度以前は、「実際回収」(=「求償権回収額」+「償却済み求償権の回収額」)の実績値が公表されておらず、その結果、「償却済み求償権の回収額」の実績値を求めることができない。こうした統計上の制約があるため、ここでは、簡便法の選択を余儀なくされている<sup>(45)</sup>。

推定に用いた方法は、単純最小二乗法<sup>(46)</sup>(OLS: Ordinary Least Squares)である<sup>(47)</sup>。推定期間は、昭和51(1976)年度から平成15(2003)年度までの28年間をバブル崩壊前(昭和51(1976)～平成2(1990)年度)とバブル崩壊後(平成3

(40) データは、68SNAのベースである。なお、デフレータが1985年を100とした指数であることから、実質値は、1985年価格による表示となる。

(41) 内閣府「平成15年度県民経済計算」2006.3.14。<<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/kenmin/h15/main.html>>

(42) データは、93SNAのベースである。なお、デフレータが1995年を100とした指数であることから、実質値は、1995年価格による表示となる。

(43) 「市場価格表示の県民所得」は、「県民総生産」から「固定資本減耗」を差し引いたものであるから、「所得移転前県民所得」と定義上一致する。

(44) 土居丈朗「社会資本をめぐる要素間所得分配」『社会科学研究』51巻4号、2000.3、pp.91-133。同じデータは、同氏のホームページ <<http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/index-j.html>>にも掲載されている。

(45) もっとも、過去からの推移をみると、簡便法で算出した回収率は、正式な方法による回収率を下回っているものの、両者の動きは、ほぼ並行している。このため、利子補給相当額の変化に着目して被説明変数を設定している今回の推定では、とくに大きな問題はないと考えられる。

(46) 被説明変数が説明変数の1次式で表されることを前提とした上で、被説明変数の実績値とその推定値との乖離幅を2乗したものの合計が最小になるように、1次式の係数を求める方法。

(47) パネル・データによる推定は、先行研究に従い、固定効果モデルで行った。これは、個別効果(時点を通じて共通した個々の主体に特有の効果)と説明変数の間に相関関係があると想定する方法である。

(1991)～平成15(2003)年度)に二分した。バブル崩壊後の時期については、特別信用保証制度<sup>(48)</sup>の創設(平成10(1998)年10月)を契機に公的信用保証全体の機能が量的に変化した可能性が予想されることから、さらに同制度の導入前(平成3(1991)～平成9(1997)年度)と導入後(平成10(1998)～平成15(2003)年度)に分ける形で推定を行っている。

#### (4) 推定の結果

上記の方法で地域間リスクシェアリング効果を計測した結果は、表1の通りである。表には、公的信用保証を通じた消費平準化の効果に加え、消費の変化率を県内総生産の変化率で回帰して得られる消費平準化全体の効果(ただし、消費が非平準化される度合いとして表示されている)も掲げている。ほとんどのケースにおいて、消費平準化の度合いを示す係数が、95%以上の確率で統計学的に意味があると認められる<sup>(49)</sup>。

推定期間別に見ると、バブル崩壊前(昭和51(1976)～平成2(1990)年度)には、各種の要因を通じた消費平準化の度合いが全体で88.3%(=100%-11.7%)に達するなか、公的信用保証に限った消費平準化への寄与度は、0.13%であった。一方、バブル崩壊後(平成3(1991)～平成15(2003)年度)の場合は、消費平準化の度合いが全体で73.7%(=100%-26.3%)となるなか、公的信用保証の消費平準化に対する寄与度が、0.36%となっている。ちなみに、土居丈朗氏の政府間財政移転に関する分析によると、昭和51(1976)～平成8(1996)年度における消費平準化全体に対する寄与度は、地方交付税が4.5%、

表1 地域間リスクシェアリング機能の測定

|                            | 推定期間(年度)                            |                                     |                                     |                                     |
|----------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
|                            | 1976～<br>1989                       | 1991～<br>2003                       | 1991～<br>1997                       | 1998～<br>2003                       |
| 消費の非平準化<br>の度合い            | 0.1168<br>(4.869)<br>[0.000]<br>*** | 0.2631<br>(8.885)<br>[0.000]<br>*** | 0.4367<br>(9.560)<br>[0.000]<br>*** | 0.0702<br>(1.847)<br>[0.066]<br>*   |
| うち公的信用<br>保証を通じた<br>消費の平準化 | 0.0013<br>(4.001)<br>[0.000]<br>*** | 0.0036<br>(4.626)<br>[0.000]<br>*** | 0.0022<br>(3.284)<br>[0.001]<br>*** | 0.0040<br>(2.597)<br>[0.010]<br>*** |

(注) 1. 実数は、推定の結果得られた「県内総生産の変化率」の項の係数。  
2. ( )内はt値、[ ]内はp値を示す。  
3. \*\*\* は1%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表す。

(出典) 内閣府『県民経済計算』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

国庫支出金(経常的移転のみ)が1.8%であった<sup>(50)</sup>。これらと比べれば、公的信用保証制度を通じた事実上の利子補給の寄与度は小さいものの、同制度が、所得の一時的な減少に対応した地域間の消費平準化という面で、一定の役割を果たしてきたことは否定できないであろう。

また、バブル崩壊後の時期のなかで、特別信用保証制度の導入前(平成3(1991)～平成9(1997)年度)と導入後(平成10(1998)～平成15(2003)年度)を比較すると、公的信用保証の消費平準化に対する寄与度は、0.22%から0.40%へと、約2倍になっている。このように、平成10(1998)年度以降、公的信用保証の地域間リスクシェアリング機能が著しく強まった背景としては、やはり金融システム危機下における各種の新制度創設が見逃せないであろう。この時期には、特別信用保証制度(平成10(1998)年10月～平成13(2001)年3月)が実施に移されたほか、セーフ

(48) 国内の金融システムが動揺するなか、平成10(1998)年10月に中小企業への貸し渋り対策として導入された制度であり、正式名称を「中小企業金融安定化保証制度」という。同制度の下では、たとえ無担保・無保証であっても、破綻状態に陥った企業でなければ原則として保証を承諾するなど、信用保証協会による従来の保証メニューに比べ、保証の条件が大幅に緩和された。

(49) 唯一、平成10(1998)～平成15(2003)年度における消費平準化全体の効果を表す係数が、95%以上の確率で統計学的に意味があるとは認められなかった。しかし、この係数も、90%以上の確率でならば、統計学的に意味があることが認められる。

(50) 土居 前掲注(29), p.193.

ティネット保証制度<sup>(51)</sup> (平成12 (2000) 年12月～) も導入されている。これらを背景として、保証を利用できる中小企業の範囲が広がったり、1企業当たりの保証利用可能額が増加した結果、公的信用保証に基づく事実上の利子補給額が景気感应度を高めたと推察される。

## 2 恒常的な所得移転額と構造調整圧力の関係

前節で、公的信用保証の消費平準化に対する寄与度を求める過程で得られた推定式の定数項は、都道府県ごとに異なる値を示している (表2)。この数値は、どのような意味を持っているのであろうか。一般に、パネル分析を通じて得られる定数項は、時点を通じて共通した個々の主体 (本稿の場合は各都道府県) に特有の効果 (「個別効果」) を表している。したがって、表2に示された数値は、公的信用保証に基づく各都道府県への所得移転のうち、当該地域の一時的な所得減少に対応した部分以外のもの、換言すれば、恒常的な所得移転の度合い (マイナス幅が大きいほど所得移転の度合いが強い) を表していると考えられよう。

しかも、先の推定結果を踏まえて試算を行うと、恒常的な所得移転の要因は、地域間リスクシェアリングの要因との対比で、無視できない大きさであることがわかる<sup>(52)</sup>。例えば大阪府では、平成8 (1996) 年度から平成13 (2001) 年度にかけて、公的信用保証に基づく利子補給相当額が所得移転前県民所得に対する比率を0.38

%ポイント高めている。この上昇幅のうち、地域間リスクシェアリングの要因により説明できる部分は全体の7%に過ぎず、残りの93%は恒常的な所得移転の要因で説明すべき部分である。

特定の地域に向けた恒常的な所得移転の背景としては、短期の景気循環という観点では説明できない地域経済の中長期的な低迷が考えられよう。そのような現象は、一国の経済構造を巡る調整が進展し、それが完了するまでの過程において、各地でしばしば観察される<sup>(53)</sup>。

1990年代以降の日本経済を巡る構造調整とは、どのようなものなのか。この点については、経済のグローバル化が進展するなか、日本経済がこれまでに前提としてきた経済システムの非効率性が顕著となったことなどに起因しており、調整の過程では、生産要素 (資本、労働) の移動や既得権の崩壊等に伴う痛み (デフレ効果) が、避けられないと見る向きが多い<sup>(54)</sup>。

全国各地の中小企業が1990年代以降に直面している構造調整圧力の具体的な中身に関する見方は、大方次のようなものであろう。

製造業の関連では、工業生産力を高めたエマージング諸国 (経済発展の途上にある国々) の製品が、世界市場で日本製品と競合するなか、我が国の輸出型中小企業が苦戦を強いられるようになった。また、日本企業の海外進出と現地生産の拡大は、日本国内における親企業と下請企業の安定的な関係を揺るがし、その結果、下請中小企業の収益が逆風にさらされている。さらに

51) 取引先企業の倒産、取引金融機関の破綻、自然災害等により経営の不安定化を余儀なくされている中小企業等への資金供給を円滑化するため、通常の保証限度額とは別枠で保証を行う制度。2000年12月に創設され、今日に至っている。

52) 要因分解のための手法は、補論3を参照。

53) 「経済構造の調整」という語が意味する内容について、確立した定義があるわけではないが、例えば、内閣府『経済財政白書 平成14年版』は、「国内の資源配分が低生産性分野から高生産性分野へとシフトし、その結果、経済全体としての成長力が引き上げられること」と定義づけしている (内閣府『平成14年度 年次経済財政報告 経済財政政策担当大臣報告 一改革なくして成長なしⅡ』2002.11, p.187)。

54) 内閣府『経済財政白書 平成14年版』は、経済システムそのものの見直しが課題となっていることが、1990年代以降の構造調整と過去 (1970年代の石油ショック時、1980年代半ばの円高ショック時) の構造調整との大きな相違点であるとしている (内閣府 前掲注53, pp.187-188)。

表2 都道府県別の「個別効果」

|      | 推定期間                                |                                     |
|------|-------------------------------------|-------------------------------------|
|      | 1976～1990年度<br>( $\times 10^{-6}$ ) | 1991～2003年度<br>( $\times 10^{-6}$ ) |
| 北海道  | ▲ 27.6                              | ▲ 81.0                              |
| 青森県  | ▲ 96.8                              | ▲ 226.0                             |
| 岩手県  | ▲ 40.7                              | ▲ 130.0                             |
| 宮城県  | ▲ 55.4                              | ▲ 111.0                             |
| 秋田県  | ▲ 92.4                              | ▲ 30.0                              |
| 山形県  | ▲ 17.2                              | ▲ 111.0                             |
| 福島県  | ▲ 33.5                              | ▲ 128.0                             |
| 茨城県  | ▲ 21.2                              | ▲ 174.0                             |
| 栃木県  | 20.2                                | ▲ 125.0                             |
| 群馬県  | ▲ 8.8                               | ▲ 219.0                             |
| 埼玉県  | ▲ 30.5                              | ▲ 141.0                             |
| 千葉県  | ▲ 40.0                              | ▲ 123.0                             |
| 東京都  | ▲ 54.8                              | ▲ 218.0                             |
| 神奈川県 | ▲ 29.8                              | ▲ 138.0                             |
| 新潟県  | ▲ 21.0                              | ▲ 154.0                             |
| 富山県  | ▲ 40.2                              | ▲ 134.0                             |
| 石川県  | ▲ 67.0                              | ▲ 174.0                             |
| 福井県  | 62.1                                | ▲ 239.0                             |
| 山梨県  | ▲ 49.4                              | ▲ 272.0                             |
| 長野県  | ▲ 29.6                              | ▲ 170.0                             |
| 岐阜県  | ▲ 12.3                              | ▲ 158.0                             |
| 静岡県  | ▲ 33.7                              | ▲ 213.0                             |
| 愛知県  | ▲ 31.7                              | ▲ 190.0                             |
| 三重県  | ▲ 40.9                              | ▲ 209.0                             |

|      | 推定期間                                |                                     |
|------|-------------------------------------|-------------------------------------|
|      | 1976～1990年度<br>( $\times 10^{-6}$ ) | 1991～2003年度<br>( $\times 10^{-6}$ ) |
| 滋賀県  | ▲ 28.0                              | ▲ 94.0                              |
| 京都府  | 4.2                                 | ▲ 165.0                             |
| 大阪府  | ▲ 15.8                              | ▲ 411.0                             |
| 兵庫県  | ▲ 17.5                              | ▲ 243.0                             |
| 奈良県  | ▲ 23.9                              | ▲ 143.0                             |
| 和歌山県 | 2.2                                 | ▲ 210.0                             |
| 鳥取県  | ▲ 15.4                              | ▲ 205.0                             |
| 島根県  | ▲ 8.8                               | ▲ 122.0                             |
| 岡山県  | ▲ 10.4                              | ▲ 64.4                              |
| 広島県  | ▲ 21.6                              | ▲ 109.0                             |
| 山口県  | ▲ 4.1                               | ▲ 178.0                             |
| 徳島県  | ▲ 14.1                              | ▲ 176.0                             |
| 香川県  | 2.7                                 | ▲ 99.8                              |
| 愛媛県  | ▲ 29.9                              | ▲ 83.5                              |
| 高知県  | 7.3                                 | ▲ 149.0                             |
| 福岡県  | ▲ 22.5                              | ▲ 173.0                             |
| 佐賀県  | ▲ 24.3                              | ▲ 249.0                             |
| 長崎県  | ▲ 8.9                               | ▲ 125.0                             |
| 熊本県  | ▲ 51.9                              | ▲ 102.0                             |
| 大分県  | ▲ 31.4                              | ▲ 101.0                             |
| 宮崎県  | ▲ 36.0                              | ▲ 90.9                              |
| 鹿児島県 | ▲ 70.7                              | ▲ 40.4                              |
| 沖縄県  | ▲ 58.4                              | ▲ 198.0                             |

(出典) 内閣府『県民経済計算』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

は、安価な製品の輸入増大から、国内市場で国産品が駆逐され、繊維に代表される内需型中小企業の収益にも悪影響が及んでいる。

一方で、非製造業に関連した構造調整圧力としては、大型小売店を巡る出店規制の段階的な緩和等が、零細小売店を衰退に向かわせている点や、2000年代に入って後、国や地方における財政健全化に向けた動きを背景に、公共事業関係支出が削減され、中小の建設業の倒産が増加している点などが、巷間指摘されている。

それでは、公的信用保証を通じた各地域への恒常的な所得移転の度合いは、中小企業を巡るこれらの構造調整圧力の大きさと実際に関連性

をもっていたのだろうか。そのことを、都道府県別のクロスセクション・データ(46都道府県が対象<sup>55)</sup>)に基づき、単純最小二乗法(OLS)で確認してみよう。

推定するのは、表2で示されている平成3(1991)～平成15(2003)年度の「個別効果」(マイナス幅が大きいほど所得移転の度合いが強い)を被説明変数とし、中小企業に関連した各種の構造調整圧力の代理変数を説明変数とした1次式である<sup>56)</sup>。製造業については、通商産業省「工業実態基本調査(1987年)」から、「輸出企業比率」(中小企業(従業者数300人未満)のうち輸向け製品を製造・加工している企業の割合)、「下

55) 沖縄県については、説明変数の1つである輸出企業比率のデータが、通商産業省「工業実態基本調査(1987年)」に掲載されていない。このため、同県は回帰分析の対象から除かざるを得なかった。

請企業比率」(中小企業(同)のうち下請企業の割合)、「繊維関連企業比率」(中小企業(同)のうち繊維工業・衣服繊維製品に分類される企業の割合)の3つの変数を採り上げた。また、非製造業に関連して採り上げた変数は、通商産業省「商業統計調査(1988年)」に基づく「小売個人企業比率」(小売業の企業数全体に占める個人企業の割合)と、総務省「事業所・企業統計調査(2001年)」<sup>(57)</sup>による「建設企業比率」(中小企業数に占める建設業の割合)の2つである。これらの説明変数の値が大きい都道府県ほど、それぞれの変数に関連した構造調整圧力も大きいと推察されるので、予想される係数の符号は、いずれの説明変数についてもマイナスである。なお、前節における推定で「個別効果」に対応した定数項が住民1人当たりのベースで表されている関係上、他の条件が等しければ、住民数に対する中小企業数の割合が高い都道府県ほど、恒常的所得移転の度合いが大きく現れやすいと考えられる。このため、「中小企業事業所数の総人口に対する比率」<sup>(58)</sup>も、説明変数の1つに加えることにした(予想される係数の符号は、マイナス)。

推定の結果は、表3の通りである。そこには、説明変数同士の組み合わせを変えた複数の推定結果<sup>(59)</sup>が示されている。6つの説明変数の中

では、「輸出企業比率」、「下請企業比率」、「小売個人企業比率」が、符号の条件(マイナス)を満たし、かつ統計学的に意味をもった変数であることが95%以上の確率で認められる。したがって、1990年代以降については、製造業(輸出型製造業、下請製造業)や小売業に関連した構造調整圧力が大きかった地域ほど、公的信用保証を通じた中小企業への恒常的な所得移転額の増加もまた著しかったと推察される。

### 3 事実上の所得移転がもたらす副作用

翻って、公的信用保証制度の負の側面を考えてみよう。

この点については、金融機関による「逆選択」や「モラルハザード」の問題を指摘する向きが少なくない<sup>(60)</sup>。金融機関は、通常、信用保証協会よりも個々の中小企業に関する情報を数多く保有しており、貸倒れのリスクが大きいと判断すれば、プロパー貸出ではなく保証付き貸出を選択する傾向がある。このため、協会の保証先に占める信用リスクの高い企業の割合が高まってしまう(逆選択)。また、保証付き貸出を選んだ金融機関は、協会に貸倒れのリスクを肩代わりしてもらえるため、貸出先の経営状態を真実にチェックしなくなる(モラルハザード)。これ

56) 「個別効果」の推定期間が1991~2003年度であることから、原則として、日本経済がこの期間に入る直前の経済構造を表すと考えられるデータを採り上げることにした。ただし、今回使用した各種調査結果の発表頻度が1年に1回ではない関係上、個々の説明変数の計測時点と1991年度との間には、3~4年程度の開きが生じている。

57) 小泉政権下で本格的な削減が開始されるまで、公共事業関係費は、バブル崩壊後の景気対策の一環として、むしろ積極的に増額される傾向があった。このため、建設業を巡る構造調整圧力の代理変数としては、2001年時点のデータを用いている。

58) 中小企業事業所数、総人口ともに、1991年時点のデータを使用した。データの出所は、前者が総務庁「事業所統計調査」、後者が経済企画庁「県民経済計算」である。

59) 製造業に関わる3つの説明変数(「輸出企業比率」、「下請企業比率」、「繊維関連企業比率」)について、これらのなかの一部を組み合わせたパターンによる推定も行っている。これは、変数間で「多重共線性」の問題(説明変数の全部または一部が相互に強い相関関係をもつとき、推定値の信頼性が低下する問題)が予想されるためである。

60) 例えば、忽那憲治「わが国の中小企業金融と信用保証制度」アジア経済研究所『アジア産業ネットワーク研究事業報告書(中国)』2001.3, pp.1-20. は、金融機関による「逆選択」や「モラルハザード」が、我が国の公的信用保証制度の持続性を脅かす可能性について、警鐘を鳴らしている。

表3 都道府県別の「個別効果」(1991~2003年度)と構造調整圧力の関係

《被説明変数=都道府県別の「個別効果」(1991~2003年度)》

| 説明変数  | 符号条件 | (1)   | (2)  | (3)   | (4)   | (5)  | (6)   | (7)   |
|---|------|---|--|---|---|--|---|---|
| 定数項   |      | 0.000212<br>(-1.426)<br>[0.162]                       | -0.000004<br>(-0.029)<br>[0.977]                     | 0.000066<br>(0.577)<br>[0.567]                        | 0.000252<br>(1.685)<br>[0.100]<br>*                   | 0.000015<br>(0.127)<br>[0.900]                       | 0.000008<br>(0.055)<br>[0.957]                      | -0.000077<br>(-0.663)<br>[0.511]                      |
| 中小企業(従業者数300人未満、製造業)のうち輸出向け製品を製造・加工している企業の割合(1987年) | (-)  | -5.318*10 <sup>-6</sup><br>(-1.601)<br>[0.117]        | -7.755*10 <sup>-6</sup><br>(-2.234)<br>[0.031]<br>** | -8.420*10 <sup>-6</sup><br>(-3.177)<br>[0.003]<br>*** |   | -7.164*10 <sup>-6</sup><br>(-2.619)<br>[0.012]<br>** |   |   |
| 中小企業(従業者数300人未満、製造業)のうち下請企業の割合(1987年)               | (-)  | -1.498*10 <sup>-6</sup><br>(-1.510)<br>[0.139]        | 0.237*10 <sup>-6</sup><br>(0.282)<br>[0.779]         |   | -2.481*10 <sup>-6</sup><br>(-3.123)<br>[0.003]<br>*** |  | -0.897*10 <sup>-6</sup><br>(-1.278)<br>[0.208]      |   |
| 中小企業(従業者数300人未満、製造業)のうち「繊維」の割合(1987年)               | (-)  | 2.710*10 <sup>-6</sup><br>(2.810)<br>[0.008]<br>***   |  | 1.804*10 <sup>-6</sup><br>(2.352)<br>[0.024]<br>**    | 3.114*10 <sup>-6</sup><br>(3.281)<br>[0.002]<br>***   |  |   | 1.313*10 <sup>-6</sup><br>(1.581)<br>[0.122]          |
| 小売業全体に占める個人企業の割合(1988年)                             | (-)  | -4.737*10 <sup>-6</sup><br>(-3.383)<br>[0.002]<br>*** | -2.776*10 <sup>-6</sup><br>(-2.113)<br>[0.041]<br>** | -3.889*10 <sup>-6</sup><br>(-2.985)<br>[0.005]<br>*** | -5.023*10 <sup>-6</sup><br>(-3.549)<br>[0.001]<br>*** | -2.826*10 <sup>-6</sup><br>(-2.195)<br>[0.034]<br>** | -2.768*10 <sup>-6</sup><br>(-2.011)<br>[0.051]<br>* | -3.195*10 <sup>-6</sup><br>(-2.251)<br>[0.030]<br>**  |
| 中小企業数に占める建設業の割合(2001年)                              | (-)  | 6.553*10 <sup>-6</sup><br>(1.976)<br>[0.055]<br>*     | 6.721*10 <sup>-6</sup><br>(1.872)<br>[0.068]<br>*    | 8.144*10 <sup>-6</sup><br>(2.550)<br>[0.015]<br>**    | 7.128*10 <sup>-6</sup><br>(2.121)<br>[0.040]<br>**    | 6.324*10 <sup>-6</sup><br>(1.937)<br>[0.060]<br>*    | 7.660*10 <sup>-6</sup><br>(2.051)<br>[0.047]<br>**  | 12.299*10 <sup>-6</sup><br>(3.819)<br>[0.000]<br>***  |
| 中小企業事業所数/総人口(1991年)                                 | (-)  | -0.002227<br>(-1.765)<br>[0.085]<br>*                 | -0.001*10 <sup>-6</sup><br>(-0.924)<br>[0.361]       | -0.002*10 <sup>-6</sup><br>(-1.522)<br>[0.136]        | -0.003*10 <sup>-6</sup><br>(-2.116)<br>[0.041]<br>**  | -0.001*10 <sup>-6</sup><br>(-0.927)<br>[0.359]       | -0.00165*10 <sup>-6</sup><br>(-1.217)<br>[0.231]    | -0.00253*10 <sup>-6</sup><br>(-1.827)<br>[0.075]<br>* |
| 自由度修正済み決定係数   |      | 0.440   | 0.344  | 0.422   | 0.418   | 0.359  | 0.280   | 0.294   |

- (注) 1. 対象は、沖縄県を除いた46都道府県。  
 2. ( )内はt値を示し、[ ]内はp値を示す。  
 3. \*\*\* は1%水準で有意、\*\* は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表す。  
 4. シャドウは、符号条件を満たし、かつ5%以内の水準で有意であることを示す。

(出典) 内閣府『県民経済計算』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版、通商産業省『工業実態基本調査』、『商業統計調査』、総務省『事業所統計調査』より作成。

らは、保証を利用する企業の財務状況の悪化に拍車をかける要因となろう。

しかし、同制度の本質を借り手に対する事実上の利子補給と考えると、中小企業自身が、利払い負担の軽減に伴い「負債による規律付け」を低下させる可能性も、見落とせないのではないか。経済学では、株主に加え債権者も、企業の外部から経営者の行動を規律付ける主体として位置づけられている。企業内の余分なキャッシュフロー(フリー・キャッシュフロー)の一部

が将来における債務の返済や利払いに振り向けられることになれば、経営者が非効率的な投資を行う余地がそれだけ狭まり、結果的に企業経営上の規律付けが強まると考えられるからである<sup>(61)</sup>。今日の我が国では、規模が小さい企業ほど営業利益に対する債務残高の割合が大きくなる傾向がある。それだけに、本来であれば、中小企業は「負債による規律付け」が機能しやすい状況に置かれているはずである。しかし、現実の中小企業は、公的信用保証制度を利用す

(61) Jensen, M.C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers", *American Economic Review*, 76(2)(1986), pp.323-329.

ることにより、低利で資金を借り入れることができる。そうした状況が、中小企業に経営の効率化や競争力の強化に向けたインセンティブを低下させるという結果を招いたとしても、おかしくはない。

このような見方を裏付けるため、公的信用保証に基づく利子補給相当額と企業の生産性の関係について、定量的な手法で因果性の検定を行うこととした。ただし、統計上の制約から、生産性の計測対象には、信用保証を利用している企業と利用していない企業がともに含まれてしまう。仮に利子補給を受けた企業が効率化に向けた動きを妨げられるという因果関係があるのならば、そうした関係を統計学的な検定手法に従い確認できるのは、規模が大きくない企業の生産性が対象となった場合であろう。なぜならば、公的信用保証制度は、専ら中小企業を対象としている制度だからである<sup>(62)</sup>。また、同様の関係は、中小企業数全体に占める保証利用企業の割合が高い地域の生産性を対象とした場合の方が、同割合が低い地域の生産性を対象とした場合よりも、はっきりとした形で認められる

であろう。以下では、こうした考え方に従い、VAR（ベクトル自己回帰）モデル<sup>(63)</sup>に基づく時系列分析を行ってみた。

モデルを構成する変数は、「GDP（国内総生産または県内総生産）」、「公的信用保証に基づく利子補給相当額<sup>(64)</sup>」、「製造業の従業者1人当たり付加価値生産性<sup>(65)</sup>」（＝付加価値額÷従業者数）の3つである。いずれの変数も実質値を対数化しており、しかも、変数のなかに非定常<sup>(66)</sup>なものが含まれている可能性があることから、1回の階差（前期のデータとの差）をとっている。分析期間は、昭和51（1976）年度から平成15（2003）年度までとした。

まず、「企業の付加価値生産性が、公的信用保証に基づく利子補給相当額と「グレンジャーの意味での因果関係<sup>(67)</sup>」（後者が原因で、前者が結果）をもたない」との仮説を、47都道府県を合わせた全国ベースのデータで企業規模別に検定してみた。その結果、従業者数100人以上（100～299人、300人以上）の企業では、仮説が棄却されない確率が5%より大きいとみられるが、従業者数100人未満（4～29人、30～99人）の企

(62) 公的信用保証制度が対象としている中小企業の範囲は、基本的には「中小企業基本法」（昭和38年法律第154号）における中小企業者の定義と同じである。すなわち、常時使用する従業員の数が300人以下（卸売業・サービス業は100人以下、小売業は50人以下）の会社や個人、または資本金が3億円以下（卸売業・サービス業は1億円以下、小売業は5,000万円以下）の会社が保証の対象とされている。ちなみに、信用保険の引受状況（全産業ベース）を従業員規模別に見ると、平成16（2004）年度には、従業員数100人以下の企業が、保険契約件数全体の97%を占めており、中小企業のなかでも比較的小規模な企業が保証先の中心であると言える（中小企業政策審議会・基本政策部会・信用補完制度のあり方に関する検討小委員会『「信用補完制度のあり方に関する検討小委員会」とりまとめ』2005.6. <[www.chusho.meti.go.jp/kinyu/download/050623publiccomment.houkokusyo.pdf](http://www.chusho.meti.go.jp/kinyu/download/050623publiccomment.houkokusyo.pdf)>）。

(63) 内生変数（経済システムの内部で決定される変数）と外生変数（経済システムの外部から与えられる変数）を区別しないで、複数の経済変数のグループの動きを、每期発生する攪乱と変数相互間のフィードバック関係（互いの過去の値による影響）として捉える考え方。

(64) データの制約により、全国または各地域で保証を利用している企業の総額（全産業ベース）である。

(65) 経済産業省『工業統計調査』による。

(66) トレンドを含んだデータのように、時系列データの平均・分散・自己共分散が時点に依存した形で決まる場合、そのデータは非定常であるという。非定常なデータを用いて回帰分析を行うと、信頼できる推定結果が得られない（見せかけの相関関係が生じる）恐れがある。このため、階差をとることにより、データを定常にするという対策がとられる。

(67) XとYという2つの変数があるとき、XからYへの「グレンジャーの意味での因果関係」とは、（他の条件を一定として）Xの過去の値がYの現在の変動に関する説明力を持っていることを意味している。

業では、95%以上の確率で仮説が棄却される(表4)。したがって、従業者数が4~29人または30~99人の企業については、利子補給相当額から付加価値生産性への「グレンジャーの意味での因果関係」があると考えられる。ちなみに、因果関係が認められた企業規模を対象に、利子補給相当額に対する付加価値生産性のインパルス反応<sup>(68)</sup>を見ると、利子補給がなされた年の翌年から生産性に負のインパクトが波及し、そ

れが解消するまでに6年以上の時間を要するとの結果が得られる(図8)。

続いて、全国ベースの検定で利子補給から生産性への因果関係が認められた企業規模(従業者数4~29人、同30~99人)を対象に、47都道府県のうち保証利用度(=保証利用件数÷中小企業事業所数)が高い地域と低い地域のそれぞれについて、全国ベースの場合と同じ仮説を検定してみた。その結果は、保証利用度が全国平均よ

表4 グレンジャーの因果性テスト(全国ベース、企業規模別)の結果

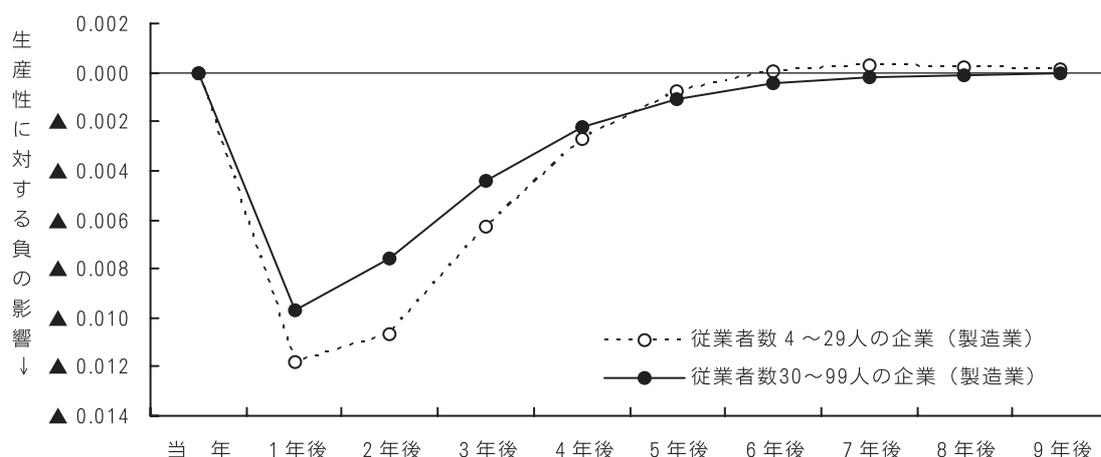
| 企業規模             | 原因を表す変数<br>(変数A) | 結果を表す変数<br>(変数B) | F 値    | p 値   | グレンジャーの<br>意味での因果関係 |
|------------------|------------------|------------------|--------|-------|---------------------|
| 従業者数<br>4~29人    | 利子補給相当額          | 生産性(製造業)         | 10.635 | 0.003 | ○ (***)             |
|                  | 生産性(製造業)         | 利子補給相当額          | 0.618  | 0.440 |                     |
|                  | G D P            | 生産性(製造業)         | 7.824  | 0.010 | ○ (***)             |
|                  | 生産性(製造業)         | G D P            | 0.327  | 0.573 |                     |
|                  | G D P            | 利子補給相当額          | 0.028  | 0.869 |                     |
|                  | 利子補給相当額          | G D P            | 4.858  | 0.037 | ○ (**)              |
| 従業者数<br>30~99人   | 利子補給相当額          | 生産性(製造業)         | 5.164  | 0.032 | ○ (**)              |
|                  | 生産性(製造業)         | 利子補給相当額          | 0.135  | 0.717 |                     |
|                  | G D P            | 生産性(製造業)         | 3.021  | 0.095 |                     |
|                  | 生産性(製造業)         | G D P            | 1.067  | 0.312 |                     |
|                  | G D P            | 利子補給相当額          | 0.028  | 0.869 |                     |
|                  | 利子補給相当額          | G D P            | 4.858  | 0.037 | ○ (**)              |
| 従業者数<br>100~299人 | 利子補給相当額          | 生産性(製造業)         | 1.728  | 0.202 |                     |
|                  | 生産性(製造業)         | 利子補給相当額          | 0.182  | 0.673 |                     |
|                  | G D P            | 生産性(製造業)         | 1.112  | 0.303 |                     |
|                  | 生産性(製造業)         | G D P            | 0.368  | 0.550 |                     |
|                  | G D P            | 利子補給相当額          | 0.028  | 0.869 |                     |
|                  | 利子補給相当額          | G D P            | 4.858  | 0.037 | ○ (**)              |
| 従業者数<br>300人~    | 利子補給相当額          | 生産性(製造業)         | 2.487  | 0.129 |                     |
|                  | 生産性(製造業)         | 利子補給相当額          | 0.895  | 0.354 |                     |
|                  | G D P            | 生産性(製造業)         | 0.316  | 0.580 |                     |
|                  | 生産性(製造業)         | G D P            | 0.033  | 0.857 |                     |
|                  | G D P            | 利子補給相当額          | 0.028  | 0.869 |                     |
|                  | 利子補給相当額          | G D P            | 4.858  | 0.037 | ○ (**)              |

(注) 1. モデルの対象期間は1976~2003年度、モデルのラグは1期とした。  
 2. 各変数は、対数値の1回階差をとっている。  
 3. \*\*\* は「変数Aから変数Bへの因果関係がない」との仮説が99%以上の確率で棄却されることを示し、\*\* は同じ仮説が95%以上の確率で棄却されることを示す。  
 4. ○は、「グレンジャーの意味での因果関係」が、95%以上の確率で認められることを表す。

(出典) 内閣府『国民経済計算』、経済産業省『工業統計調査』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

(68) VAR モデルでは、ある変数の攪乱項に一定のショック(通常は、1標準偏差分)を加えたとき、その影響が、時間の経過とともに各変数間のフィードバック関係を通じて、他の変数にも及んでいく。その波及パターンを、インパルス反応と呼ぶ。

図8 利子補給相当額のショックに対する生産性のインパルス反応（全国ベース）



（注）縦軸は、従業員1人当たり付加価値生産性（対数値、1回階差）への影響の度合いを表す。

（出典）内閣府『国民経済計算』、経済産業省『工業統計調査』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

りも低い地域（33道府県）では、仮説が棄却されない確率が5%より大きいとみられる半面、全国平均を上回る地域（14道府県）では、95%以上の確率で仮説が棄却されるというものであった（表5）。よって、保証利用度が全国平均より高い地域については、利子補給相当額から付加価値生産性への「グレンジャーの意味での因果関係」があると考えられる。しかも、この地域に関するインパルス反応は、利子補給の翌年から生産性に負のインパクトが及び、10年後においてもそれが解消しないとの結果になっている（図9）。

これらの分析結果からは、公的信用保証制度を通じた事実上の利子補給が、保証を利用している企業の効率化や競争力強化に向けた取り組みに対して、悪影響をもたらしてきた可能性が、窺える<sup>(69)</sup>。

### Ⅲ 公的信用保証制度の改革に向けた示唆

本稿の実証分析を通じて明らかになったのは、次の事実である。

我が国の公的信用保証制度は、1970年代半ば以降、個々の地域の一時的な所得変動を地域間で調整して所得を均等化させる地域間リスクシェアリングの機能を担ってきた。とりわけ同機能は、金融システム危機を伴った景気後退を契機に、特別信用保証制度等が導入された平成10（1998）年度以降、顕著に強まっている。加えて、公的信用保証制度は、バブル崩壊後の日本経済が構造的な調整圧力にさらされるなか、短期的な景気後退の結果であるとは片付けられない経済の低迷に見舞われた地域に対して、所得を恒常的に移転させる機能も担ってきたとみられる。もっとも、これらの機能を通じた所得移転は、その対象となった中小企業の効率化や競争力強化に向けた取り組みを妨げる傾向がある

(69) 今回の時系列分析には、統計上の制約による限界もある。付加価値生産性のデータが製造業のみを対象としている点や、公的信用保証を利用していない企業も付加価値生産性の計測対象に含まれている点などである。公的信用保証を通じた事実上の利子補給が保証利用企業の生産性を停滞させてきたとの結論を頑強な形で導き出すためには、一段と掘り下げた分析が必要であろう。

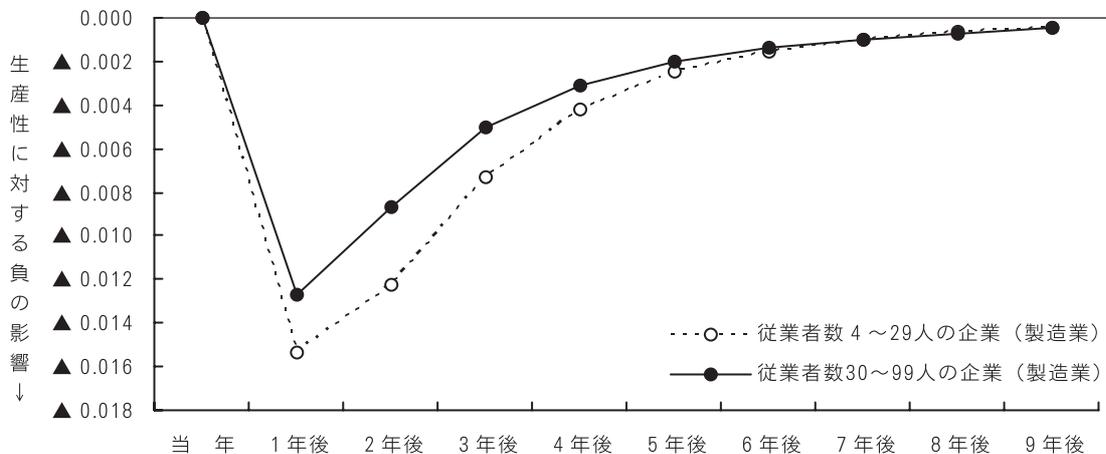
表5 グレンジャーの因果性テスト（従業者数99人以下の企業、保証利用度別）の結果

| 企業規模           | 対象地域                | 原因を表す変数<br>(変数A) | 結果を表す変数<br>(変数B) | F 値    | p 値   | グレンジャーの<br>意味での因果関係 |
|----------------|---------------------|------------------|------------------|--------|-------|---------------------|
| 従業者数<br>4～29人  | 利用度が高い地域<br>(14都府県) | 利子補給相当額          | 生産性（製造業）         | 24.394 | 0.000 | ○ (***)             |
|                |                     | 生産性（製造業）         | 利子補給相当額          | 0.843  | 0.368 |                     |
|                |                     | G D P            | 生産性（製造業）         | 13.689 | 0.001 | ○ (***)             |
|                |                     | 生産性（製造業）         | G D P            | 0.157  | 0.695 |                     |
|                |                     | G D P            | 利子補給相当額          | 0.021  | 0.885 |                     |
|                |                     | 利子補給相当額          | G D P            | 3.370  | 0.079 |                     |
|                | 利用度が低い地域<br>(33道府県) | 利子補給相当額          | 生産性（製造業）         | 3.504  | 0.073 |                     |
|                |                     | 生産性（製造業）         | 利子補給相当額          | 0.007  | 0.934 |                     |
|                |                     | G D P            | 生産性（製造業）         | 7.078  | 0.014 | ○ (**)              |
|                |                     | 生産性（製造業）         | G D P            | 0.015  | 0.902 |                     |
|                |                     | G D P            | 利子補給相当額          | 0.652  | 0.427 |                     |
|                |                     | 利子補給相当額          | G D P            | 1.192  | 0.286 |                     |
| 従業者数<br>30～99人 | 利用度が高い地域<br>(14都府県) | 利子補給相当額          | 生産性（製造業）         | 8.441  | 0.008 | ○ (***)             |
|                |                     | 生産性（製造業）         | 利子補給相当額          | 0.391  | 0.537 |                     |
|                |                     | G D P            | 生産性（製造業）         | 7.714  | 0.010 | ○ (***)             |
|                |                     | 生産性（製造業）         | G D P            | 2.936  | 0.100 |                     |
|                |                     | G D P            | 利子補給相当額          | 0.021  | 0.885 |                     |
|                |                     | 利子補給相当額          | G D P            | 3.370  | 0.079 |                     |
|                | 利用度が低い地域<br>(33道府県) | 利子補給相当額          | 生産性（製造業）         | 0.690  | 0.415 |                     |
|                |                     | 生産性（製造業）         | 利子補給相当額          | 0.006  | 0.940 |                     |
|                |                     | G D P            | 生産性（製造業）         | 1.873  | 0.184 |                     |
|                |                     | 生産性（製造業）         | G D P            | 0.224  | 0.640 |                     |
|                |                     | G D P            | 利子補給相当額          | 0.652  | 0.427 |                     |
|                |                     | 利子補給相当額          | G D P            | 1.192  | 0.286 |                     |

(注) 1. モデルの対象期間は1976～2003年度、モデルのラグは1期とした。  
 2. 各変数は、対数値の1階階差をとっている。  
 3. \*\*\* は「変数Aから変数Bへの因果関係がない」との仮説が99%以上の確率で棄却されることを示し、\*\* は同じ仮説が95%以上の確率で棄却されることを示す。  
 4. ○は、「グレンジャーの意味での因果関係」が、95%以上の確率で認められることを表す。

(出典) 内閣府『県民経済計算』、経済産業省『工業統計調査』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

図9 利子補給相当額のショックに対する生産性のインパルス反応（保証利用度が高い地域）



(注) 1. 対象は、保証利用度（＝保証利用件数÷中小企業事業所数）が全国平均より高い14都府県。  
 2. 縦軸は、従業者1人当たり付加価値生産性（対数値、1回階差）への影響の度合いを表す。

(出典) 内閣府『国民経済計算』、経済産業省『工業統計調査』、中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会『業務要覧』各年版より作成。

という点で、副作用を伴っていた可能性も否定できない。

これらの分析結果を踏まえ、今後の公的信用保証制度のあり方について考えると、以下3つの論点が浮かび上がってこよう。

その1つは、公的信用保証が、景気の悪化に対応した地域間のリスクシェアリングに加え、経済の構造問題に対応した中小企業支援策としての役割まで担うべきかどうかである。

我が国の公的信用保証制度は、2つの異なる機能（地域間リスクシェアリング機能と恒常的な所得移転の機能）を同時に担われてきた。このため、平成10（1998）年度以降、制度の維持コストの増大から保証料への依存を基本とした運営が困難となり、ひいては財政面からの各種支援（信用保険に対する国の出資、自治体に対する国の補助金支給等）の拡大を余儀なくされたという経緯があった。

同制度が担ってきた機能のうち、経済効率性という観点から問題がとくに深刻なのは、恒常的な所得移転の機能であろう。特定地域の中小企業に向けた事実上の所得移転が、長期間継続されるだけに、生産性に対する負のインパクトも毎年累積してしまう。そのことは、経営を効率化して、経済の構造変化を自力で乗り越えようとする中小企業側のインセンティブが、長きにわたり減殺され、ひいては、当該地域の中小企業を巡る構造調整の進展が妨げられる恐れがあることを意味している。すなわち、本来であれば、市場から退出すべき非効率的な中小企業が延命される結果、その地域の経済が、構造調整圧力から容易に抜け出せなくなるという悪循環に陥る可能性が小さくないのである。

もちろん、経済政策の是非は、効率性の尺度だけでは必ずしも論じられない。たとえ効率面における副作用が看過できなくても、経済構造の調整圧力にさらされた地域の中小企業に対する所得移転策が、社会的には望まれるとの判断も、あり得よう。ただ、政策コストの最終的な負担者である納税者の視点に立てば、そのよう

な施策は、保証という金融的手法ではなく、民意を相対的に反映しやすい財政的手法を通じて行われる方が望ましい。例えば、構造調整圧力が高まった地域を対象に、金融機関から資金を借り入れた中小企業に対し、国が利子補給金を交付するという枠組みを設ければ、現在の公的信用保証制度に基づく恒常的所得移転と本質的に同一の機能を保つことができる。

仮にこのような政策手法の転換を行った場合、公的信用保証制度の将来像としては、その機能を、地域間のリスクシェアリングに限定し、保証料の範囲内における運営を基本とした姿勢に徹する、という選択肢があり得るのではないか。その際に、同制度の持続性をどのように保っていくべきかが、2つ目の論点となる。

経済の構造調整圧力に直面して、国から財政移転（利子補給金の交付等）を受けている地域の中小企業が、保証の対象から除かれるべきであるという点は、論を待たない。ただ、それ以外にも、財政負担を最小限に抑えるための対策が求められる。平成10（1998）年に非常時の措置として導入され、制度全体の維持に関わる財政コストを膨らませる一因となった特別信用保証制度は、既に廃止されている。また、平成18（2006）年4月からは、信用保証協会の保証料率が借り手側の信用力のある程度反映した形で設定されるようになった。今後は、貸し手である金融機関に信用リスクの一部を負担させる部分保証制度等への移行も、予定されている。これら一連の措置は、公的信用保証制度が、地域間リスクシェアリング機能に特化した場合の財政コスト圧縮という観点からも、評価できるであろう。

もう1つ、見落とすことのできない重要な論点がある。それは、中小企業向け信用保証を通じた地域間のリスクシェアリングを、信用保証協会や中小企業金融公庫といった公的な機関に全面的に委ねなければならないのかどうか、である。海外に目を転じると、米国では、連邦政府の機関であるSBA（中小企業庁）が、中小企業

の資金調達に公的な保証を付与する枠組みが存在する一方で、民間の金融保証保険会社もまた、民間部門に対する金融保証保険<sup>(70)</sup>の提供を通じて、信用保証の一翼を担っているという<sup>(71)</sup>。我が国では、これまで政府系金融機関の民営化論議の影に隠れ、十分な検討が行われてきたとは言いがたい問題であるだけに、この点についても詰めた議論が期待される。

## 補論

### 補論1 公的信用保証を通じた貸出金利の低下幅に関する試算の考え方

デフォルト確率を $\varepsilon$ 、想定元本回収率を $\rho$ 、保証なしの貸出金利を $r_n$ 、保証付き貸出金利を $r_y$ と置く。

保証が付かない貸出の場合、デフォルトが発生しない部分について期待できる回収額の貸出元本に対する比率が $(1-\varepsilon)(1+r_n)$ であり、デフォルトが生じた部分について期待できる回収額の貸出元本に対する比率が $\varepsilon\rho$ であるから、金融機関の側から見た期待収益率は、両者を合わせた $(1-\varepsilon)(1+r_n)+\varepsilon\rho$ である(藪下史郎・武士俣友生編著『中小企業金融入門』東洋経済新報社、2002、pp.93-96.)。

一方、保証(その全てが全部保証であると仮定)が付いた貸出の場合、デフォルト確率は保証なしの場合と同じ $\varepsilon$ だが、想定元本回収率は信用保証の付与を背景に100%であると考えられるので、金融機関の側から見た期待収益率は、 $(1-\varepsilon)(1+r_y)+\varepsilon\cdot 1$ となる。

したがって、保証の有無に関わらず貸出の期待収益率が等しいとの前提に立つのであれば、 $(1-\varepsilon)(1+r_n)+\varepsilon\rho=(1-\varepsilon)(1+r_y)+\varepsilon$ であり、これを変形することにより、 $r_n-r_y=\varepsilon(1-\rho)/(1-\varepsilon)$ が得られる。

### 補論2 地域間リスクシェアリング効果を測定するための定量的手法の考え方

各種の施策に基づく地域間の所得移転が、消費の平準化全体にどれほど寄与しているのかは、以下の定量的手法により求められる(ここでの説明は、土居丈朗『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社、2000、pp.185-188.に依拠している)。

県内総生産( $GDP_{it}$ )、県民総生産( $GNP_{it}$ )、所得移転前の県民所得( $BPI_{it}$ )、所得移転後の県民所得( $API_{it}$ )、消費( $c_{it}$ ) (いずれも実質・1人当たり)の間には、以下の恒等式が成立している( $i$ は都道府県、 $t$ は年度を表す添え字)。

$$GDP_{it} = (GDP_{it}/GNP_{it}) \cdot (GNP_{it}/BPI_{it}) \cdot (BPI_{it}/API_{it}) \cdot (API_{it}/c_{it}) \cdot c_{it}$$

両辺について対数を取り、差分をとった上で、その分散をとると、

$$\begin{aligned} \text{Var} [\Delta \ln GDP_{it}] &= \text{Cov} [\Delta \ln GDP_{it}, \Delta \ln GDP_{it} - \Delta \ln GNP_{it}] \\ &+ \text{Cov} [\Delta \ln GDP_{it}, \Delta \ln GNP_{it} - \Delta \ln BPI_{it}] \\ &+ \text{Cov} [\Delta \ln GDP_{it}, \Delta \ln BPI_{it} - \Delta \ln API_{it}] \\ &+ \text{Cov} [\Delta \ln GDP_{it}, \Delta \ln API_{it} - \Delta \ln c_{it}] \\ &+ \text{Cov} [\Delta \ln GDP_{it}, \Delta \ln c_{it}] \quad \dots\dots (*) \end{aligned}$$

さらに両辺を  $\text{Var} [\Delta \ln GDP_{it}]$  で割ると、

$$1 = \beta_{(F)} + \beta_{(D)} + \beta_{(T)} + \beta_{(S)} + \beta_{(U)}$$

ただし、 $\beta_{(X)}$  ( $X=F, D, T, S, U$ ) は、(\*)式の右辺各項を左辺の  $\text{Var} [\Delta \ln GDP_{it}]$  で割った値をそれぞれ示している。

一般に、回帰式  $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$  が与えられているとき、 $\text{Cov} [X, Y] / \text{Var} [X]$  は、 $\beta$ の最小二乗法による推定値に相当する。このため、 $\beta_{(X)}$  ( $X=F, D, T, S, U$ ) は、それぞれ以下の回帰式を最小二乗法で推定することにより得られる(ただし、 $\varepsilon_{(X)it}$ は誤差項)。

(70) 同保険を巡るビジネスは、高い格付けの保険会社が、格付けが低い債券発行者の債務を保証することにより、当該債券の格付けを向上させ、それに伴う金利低下がもたらす発行者側のコスト低下分の一部を保証料として受け取る仕組みになっているという(中村光男「米国の金融保証保険会社と地方債保証」『地方債月報』241号、1999、8、pp.4-8)。

(71) 全国銀行協会・金融調査研究会『政策金融改革のあり方について(提言)』2005.2、p.15。

$$\begin{aligned} \Delta \ln GDP_{it} - \Delta \ln GNP_{it} \\ = \alpha_{(F)} + \beta_{(F)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(F)it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln GNP_{it} - \Delta \ln BPI_{it} \\ = \alpha_{(D)} + \beta_{(D)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(D)it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln BPI_{it} - \Delta \ln API_{it} \\ = \alpha_{(T)} + \beta_{(T)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(T)it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln API_{it} - \Delta \ln c_{it} \\ = \alpha_{(S)} + \beta_{(S)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(S)it} \end{aligned}$$

$$\Delta \ln c_{it} = \alpha_{(W)it} + \beta_{(W)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(W)it}$$

仮に  $\beta_{(W)} = 0$  であれば地域間で完全なリスクシェアリングが行われている（各地域の消費が総所得と無関係である）ことになるから、 $\beta_{(W)}$  は消費の非平準化の度合いが全体としてどの程度なのかを表す（ $1 - \beta_{(W)}$  が消費の平準化全体の度合いを表す）と考えられる。同様に、 $\beta_{(F)}$  は地域間の要素所得受け払いを通じた消費平準化の度合いを、 $\beta_{(D)}$  は固定資本減耗による消費平準化の度合いを、 $\beta_{(T)}$  は各種の施策に基づく地域間所得移転を通じた消費平準化の度合いを、 $\beta_{(S)}$  は貯蓄を通じた消費平準化の度合いを表すと考えられる。

### 補論3 公的信用保証を通じた利子補給相当額を巡る要因分解の方法

公的信用保証制度に基づく利子補給相当額（実質・1人当たり）を  $TI_{it}$  と置くと、同制度を通じた消費平準化の度合いを推定するための式は、以下のように示される。

$$\begin{aligned} \Delta \ln BPI_{it} - \Delta \ln (BPI_{it} + TI_{it}) \\ = \alpha_{(TI)it} + \beta_{(TI)} \Delta \ln GDP_{it} + \varepsilon_{(TI)it} \end{aligned}$$

上の式は、次のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} & \{\ln BPI_{it} - \ln(BPI_{it} + TI_{it})\} \\ & - \{\ln BPI_{it-1} - \ln(BPI_{it-1} + TI_{it-1})\} \\ & = \alpha_{(TI)it} + \beta_{(TI)} (\ln GDP_{it} - \ln GDP_{it-1}) + \varepsilon_{(TI)it} \end{aligned}$$

これをさらに変形すると、

$$\begin{aligned} & \{\ln(1 + TI_{it}/BPI_{it}) - \ln(1 + TI_{it-1}/BPI_{it-1})\} \\ & = -\alpha_{(TI)it} - \beta_{(TI)} (\ln GDP_{it} - \ln GDP_{it-1}) \\ & - \varepsilon_{(TI)it} \end{aligned}$$

ここで、 $TI_{it}/BPI_{it}$  は十分に小さい数であると考えられるから、 $\ln(1 + TI_{it}/BPI_{it}) \doteq TI_{it}/BPI_{it}$

$$\begin{aligned} \therefore TI_{it}/BPI_{it} - TI_{it-1}/BPI_{it-1} \\ = -\alpha_{(TI)it} - \beta_{(TI)} (\ln GDP_{it} - \ln GDP_{it-1}) - \varepsilon_{(TI)it} \end{aligned}$$

このように、利子補給相当額の所得移転前県民所得に対する比率（ $TI_{it}/BPI_{it}$ ）の変化幅は、地域間リスクシェアリングの要因（ $-\beta_{(TI)} (\ln GDP_{it} - \ln GDP_{it-1})$ ）と恒常的所得移転の要因（ $-\alpha_{(TI)it}$ ）に分解できる。

（ふかさわ えいじ 経済産業課）