

# みずほレポート

2009年8月6日発行

## 米国家計が直面する調整圧力

～雇用・バランスシート問題の構造分析～

みずほフィナンシャルグループは  
「お客さまのより良い未来の創造に貢献するフィナンシャル・パートナー」  
をめざします。

**Channel to Discovery**

本誌に関するお問い合わせは  
みずほ総合研究所株式会社 市場調査部 小野亮  
makoto.ono@mizuho-ri.co.jp  
電話 (03) 3591-1219 まで。

本資料は、情報提供のみを目的として作成されたものであり、法務・貿易・投資等の助言やコンサルティング等を目的とするものではありません。また、本資料は、当社が信頼できると判断した各種資料・データ等に基づき作成されておりますが、その正確性・確実性を保証するものではありません。利用者が、個人の財産や事業に影響を及ぼす可能性のある何らかの決定や行動をとる際には、利用者ご自身の責任においてご判断ください。

## 要旨

1. 米国では 2008 年後半に深刻化した金融危機の震源地として、稀に見る大幅な経済活動の落ち込みを経験している。様々な経済・金融対策が講じられた結果、最悪期は越えたとみられるが、危機後の米国経済については大きな懸念材料がある。GDP の 7 割を占める個人消費を支えるべき家計が、雇用問題とバランスシート問題に直面しているためである。
2. 本稿では、雇用問題とバランスシート問題に焦点を当てて構造分析を行った。第 2 章と第 3 章では雇用問題に焦点を当てている。第 2 章では、労働需要関数を 80 年、90 年、2000 年をはさむ各 10 年ずつの期間にわたって推計し、雇用調整スピードには大きな変化がみられず、1 年間で 8~9 割の調整が終了する。一方、最適労働投入量の決定要因は時間と共に変化している。かつては生産回復こそが労働需要回復の鍵であり、景気回復と共に雇用は増加した。しかし 90 年を挟む時期には、実質賃金の高さが労働需要を抑制する要因として働き、雇用なき景気回復（ジョブレス・リカバリー）が発生した。さらに 2000 年を挟む時期には、趨勢的な労働生産性の高さが労働需要を抑え、雇用削減を伴う景気回復（ジョブロス・リカバリー）を生み出した。こうした労働需要メカニズムは現在も機能しているとみられ、ジョブロス・リカバリーが再来する可能性がある。
3. 第 2 章ではまた、労働力のフロー分析を行い、失業率には緩やかながら上昇圧力が存在することを示した。労働市場では「いったん失業すると失業から抜け出せない」状況が生まれ、また家計の困窮等を背景としているとみられる「非労働力市場から労働市場への参入の増大」という動きが観察される。背景には、企業の解雇行動における構造的な変化があり、景気回復後の再雇用を前提としない「恒久的解雇」の割合が増大していることが挙げられる。
4. 第 3 章では、欠員率と失業率によるベバレッジ曲線の分析を行った。その結果、労働市場には、労働需要を減退させるショック（総需要ショック）のみならず、大規模なミスマッチをもたらすショック（部門間再配置ショック）が発生している可能性がある。ミスマッチの度合いは 80 年代前半の水準まで悪化している。深刻なミスマッチの発生は都市圏別失業率の分散が急拡大していることから確認されるが、ミスマッチが発生しているのはなぜだろうか。本稿では金融危機との関係から一つの仮説を提示した。金融取引は本来、資金の貸し手と借り手の間に「情報の非対称性」という問題を抱えつつ、情報開示や監査、金融仲介機関や格付け機関の存在、証券化スキームなど、様々な仕組みによってその問題を克服し、効率的な資源配分を可能にしてきた。しかし金融危機はこうした仕組みの機能不全を招き、資源配分の非効率化が発生した。その一つの現れが、労働市場におけるミスマッチの拡大ではないかと考えられる。
5. 第 4 章から第 6 章ではバランスシート問題に焦点を当てている。第 4 章では、FRB の

調査を元に 2007 年時点における家計の貯蓄行動等をミクロ的側面から確認すると共に、マクロ統計を用いて資産・負債状況を整理した。その上で第 5 章では、資産効果（逆資産効果）に焦点を当て、二つのアプローチにより個人貯蓄率への影響を分析した。一つは個人貯蓄率を被説明変数とする推計であり、純資産（もしくは純金融資産と純住宅資産）の可処分所得比率と個人貯蓄率のラグ、米国債 10 年利回りを説明変数とした。個人貯蓄率と資産・負債のデータが得られる 95 年 1~3 月期から 09 年 1~3 月期までを推計期間として推計を行った。推計結果により、最近の貯蓄率の上昇は純資産／可処分所得比率の低下によるものであることを示した。

6. もう一つは消費関数を推定するもので、資産効果の大きさ（保有資産が 1 ドル変化すると消費がいくら変動するか）を直接計測した。株価下落や住宅価格の下落による逆資産効果は、08 年から 09 年初めにかけて拡大し、消費を 5%~6%抑制した。もっとも、株価が持ち直し、住宅価格の下落も緩やかになっていくと見込まれる中、これらの推計結果を基にすると逆資産効果はピークを超えた可能性があり、貯蓄率の持続的かつ大幅な上昇は避けられ得ることが示唆される。
7. 一方、第 6 章では、過剰債務に悩む家計が住宅以外の資産を持たない可能性を考慮し、家計のバランスシートのうち負債サイドのみに焦点を当て、債務調整による貯蓄率の推移について検討を行った。具体的には、債務調整に必要な期間、債務にかかる実効金利、及び一人当たり可処分所得の伸びを所与とした場合、貯蓄率がどのような推移を辿るのかを新たにモデル化した。モデル分析によれば、わずか数年という短期債務調整シナリオは米国経済そのものが立ち行かなくなる可能性がある。現実的には 10 年やそれ以上の長期にわたる債務調整が続くと考えられ、その間、戦後経験したことのない消費低迷を招くおそれがある。投資活動による労働生産性の引き上げを通じ、所得の伸びを高めることは債務調整による痛みを和らげるが、財政赤字が高金利を招き、民間投資をクラウディング・アウトする可能性もあり、債務調整を巡る状況は厳しい。
8. 以上のように、米国の家計部門が直面する雇用問題は深刻であり、ジョブロス・リカバリーや高失業時代の再来が懸念される。バランスシート問題については楽観できない。逆資産効果という観点からは、貯蓄率がこれまでのようなテンポで上昇を続ける可能性は低いものの、債務調整問題に限ってみれば長期的な上昇圧力が働き続けるおそれがある。雇用問題と相まって、米国が戦後経験しなかったような消費低迷が続くリスクが指摘できる。

(みずほ総合研究所 市場調査部 シニアエコノミスト 小野 亮)

## 目次

1. はじめに	1
2. 雇用問題	2
(1) 雇用調整の現状	2
(2) 雇用調整速度と最適労働投入量	5
(3) 定常失業率	8
(4) 脱却が困難な失業状態	11
(5) 恒久的解雇の高まりと欠員の縮減	12
3. 労働市場の非効率化	15
(1) ベバレッジ曲線	15
(2) ベバレッジ曲線の変動分析	21
(3) 部門間再配置ショックと金融危機	24
4. 米国家計のバランスシート	27
(1) Survey of Consumer Finance	27
(2) 保有資産動向	33
(3) 債務と負担	34
5. 資産効果と貯蓄率	36
(1) 貯蓄率の現状と変動要因	36
(2) 貯蓄率関数の推計	38
(3) 逆資産効果の直接推計	40
6. 債務調整モデル	44
(1) モデルの概要	44
(2) モデル分析	46
7. おわりに	47
参考文献	50

## 図表目次

図表 1	非農業部門雇用者数の動向～CES と CPS.....	2
図表 2	雇用調整の比較.....	3
図表 3	雇用調整の局面比較.....	4
図表 4	部分調整型労働需要関数の推計.....	5
図表 5	労働需要の要因分解.....	6
図表 6	05 年以降における総労働投入量の評価.....	7
図表 7	失業率の推移と上昇圧力.....	8
図表 8	労働力の状態と状態遷移確率.....	9
図表 9	状態遷移行列を用いた労働市場の状態.....	10
図表 10	状態遷移行列.....	10
図表 11	定常失業率と失業率.....	11
図表 12	状態遷移確率の時系列変動.....	12
図表 13	解雇に占める恒久的解雇の割合.....	14
図表 14	欠員・雇用・解雇率及び有効求人倍率の推移.....	14
図表 15	求人広告指数の推移.....	16
図表 16	Valletta (2005) の方法による欠員率の推計.....	16
図表 17	求人広告指数による欠員率の遡及推計.....	17
図表 18	年齢階層別失業率.....	18
図表 19	人口動態の変動を修正した失業率.....	18
図表 20	ベバレッジ曲線.....	20
図表 21	ベバレッジ曲線の変動 (概念図).....	20
図表 22	労働市場における総需要ショックと部門間再配置ショックの抽出.....	22
図表 23	部門間再配置ショックの大きさ.....	22
図表 24	都市統計圏別失業率の分散.....	23
図表 25	産業別・地域別雇用情勢のばらつき.....	24
図表 26	都市圏別失業率の変化.....	25
図表 27	貯蓄目的.....	28
図表 28	家計の保有純資産額 (世帯主の年齢階層別).....	28
図表 29	家計の保有資産動向 (世帯主の年齢階層別).....	29
図表 30	未実現のキャピタルゲイン.....	29
図表 31	レバレッジ比率.....	30
図表 32	住宅担保借入の状況.....	31
図表 33	借入先金融機関.....	32
図表 34	債務返済負担.....	33
図表 35	家計保有資産と株価・住宅価格の推移.....	34

図表 36	家計の借入残高 .....	35
図表 37	住宅投資と住宅ローン .....	35
図表 38	債務返済負担割合 .....	36
図表 39	貯蓄率の長期推移 .....	37
図表 40	個人貯蓄率の変動要因 .....	38
図表 41	貯蓄率関数の推計結果 .....	39
図表 42	貯蓄率の実績と推計結果.....	39
図表 43	限界消費性向の推定結果.....	42
図表 44	資産効果（逆資産効果）のシミュレーション.....	43
図表 45	資産効果の推移（貯蓄率への影響） .....	43
図表 46	家計債務の実効金利と一人当たり可処分所得の伸び.....	45
図表 47	実効金利・所得の伸び格差 .....	45
図表 48	債務調整モデルに基づく貯蓄率の推移 .....	46

## 1. はじめに

米国経済は、2008年後半以降に深刻化した金融危機の震源地として、稀に見る大幅な経済活動の落ち込みを経験した。これに対し、不良資産処理プログラム（TARP）の資金を使った金融機関等への資本注入や特別融資・保証等、一連の金融危機対策と、連邦準備制度理事会（FRB）による超低金利政策・信用緩和策の拡充、オバマ政権・議会による超大型景気対策法の成立などの政策対応が相次ぎ、特に、大手金融機関に対する資本不足の懸念が和らいだことから、金融市場では先行きに対する不透明感が大きく後退してきている。また、09年7月までに明らかになった経済指標を見る限り、米国経済が最悪期を脱した様子もうかがえ、人々の関心は「危機後の米国経済」に移っているようだ。

危機後の米国経済は必ずしも楽観できない。金融部門は政策対応によって健全化への道のりを歩み始めたように見えるが、FRBが信用緩和策の延長を決めたことにみられるように民間金融部門が自立的に機能するにはまだ長い時間がかかる可能性が高い。

実体経済上も、大きな懸念材料がある。米国経済の屋台骨である家計部門が雇用問題とバランスシート問題に直面しているためだ。前者はフロー面から、後者はストック面から家計の購買力を抑制し、個人消費はこれまでにない脆弱な回復過程を辿るおそれがある。米国の名目GDPに占める個人消費の比率は08年平均で71%を占め、日本（58%）やユーロ圏（56%）と比べて極めて大きい。個人消費の立ち遅れは、米国経済全体の問題である。

本稿は、こうした背景認識の下、米国の家計が直面する二つの課題、雇用問題とバランスシート問題に焦点を当てて分析を行う。第2章と第3章では雇用問題に焦点を当てる。第2章では、部分調整型労働需要関数を推計し、ジョブロス・リカバリーの再来可能性を示すほか、労働市場のフロー分析により失業率に上昇圧力が存在することを示す。第3章では、推計によって失業率と欠員率によるベバレッジ曲線を導出すると共に、その変動を要因分解することによって、労働市場において大きなミスマッチ（部門間再配置ショック）が生じていることを示す。ミスマッチの発生と金融危機との関係も考察する。

第4章から第6章まではバランスシート問題に焦点を当てる。第4章では米国家計の貯蓄行動等をサーベイ調査により確認するとともに、家計の保有資産の変化や過剰債務の問題を提示する。その上で、第5章では資産効果に焦点を当てて貯蓄率への影響を分析した。その結果、逆資産効果によって貯蓄率が大きく上昇したことを示すとともに、資産価格の動向次第では最悪期を脱した可能性を示す。第6章では、債務調整に焦点を絞り、新たな債務調整モデルを提示することで、債務調整にかかる期間や貯蓄率の水準について分析する。



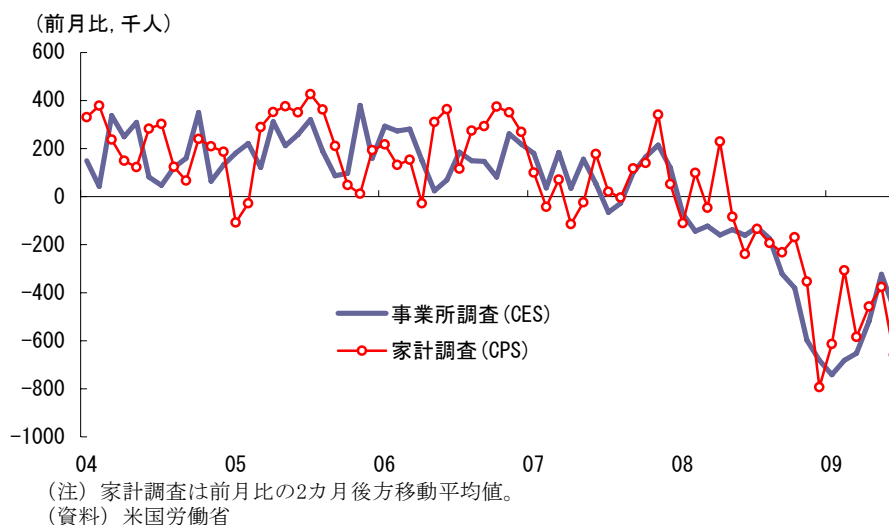
## 2. 雇用問題

### (1) 雇用調整の現状

米国では、過去に例がないほどの大規模な雇用調整が進んでいる。

米国労働省によれば、事業所調査（Current Employment Statistics、CES）に基づく非農業部門雇用者数は 2009 年 6 月に前月比▲46.7 万人となり、18 カ月にわたって雇用減少が続いている（図表 1）。

図表 1 非農業部門雇用者数の動向～CES と CPS



雇用減少が始まる直前の 2007 年 12 月と比べると累計 646 万人の人々が職を失っており、彼らの家族にまで目を向ければ、1,700 万人もの人々が生活不安に曝されていることが示唆される（米国の世帯あたり人員は平均 2.7 人）。これほどの雇用減少は、本統計が得られる 1939 年以降で例がない。

また、家計調査（Current Population Survey、CPS）に基づいて労働省が research series として発表している非農業部門雇用者数<sup>1</sup>も 6 月前月比▲48.3 万人となり、上述した CES 系列とほぼ同じ規模の減少幅となった。なお CPS 系列は変動が大きいため 2 カ月分を均してみると、概ね CES 系列と一致して動いていることが確認できる。

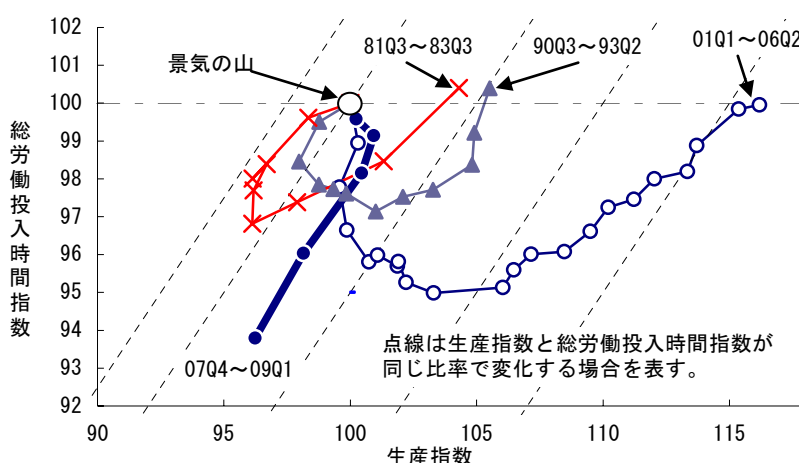
こうした雇用調整を過去の景気後退・回復局面と比べると、今次局面の厳しさは際立っている。図表 2 は、米国労働省の生産性統計に基づき、非農業民間部門における雇用調整の動きを過去 3 回の雇用調整期（81 年 7～9 月期から 83 年 7～9 月期、90 年 7～9 月期から 93 年 4～6 月期、01 年 1～3 月期から 06 年 4～6 月期）と比較したものである。横軸に生

<sup>1</sup> CPS ベースの非農業部門雇用者数=CPS ベースの就業者数－（農業及び関連就業者＋非農業部門の自営業者・無給家族等従業員＋無給休暇中の就業者）＋非農業部門の複数の職を持つ賃金・報酬労働者。人口統計の改訂による影響も除去されている。

産指数、縦軸に労働需要を表す総労働時間指数をとり、それぞれ景気後退直前の「景気の山」における水準を 100 とした。図中の点線は、生産指数と総労働時間指数が同じスピードで変化する場合の傾き（45 度線）を表すもので、点線と同じ傾きなら生産と雇用の伸びが同じであり、点線よりも傾斜が緩やかであれば生産よりも雇用の伸びが遅れていることになる。

今回の局面（07 年 10～12 月期から 09 年 1～3 月期まで）の動きをみると、生産の落ち込み（横軸方向で左方向への変化幅）は、80 年代前半の景気後退・回復期（81 年 7～9 月期から 83 年 7～9 月期まで）ほどひどくはないが、90 年代以降では最も厳しいことが分かる。一方、雇用の悪化は過去 3 度の景気後退・回復期のいずれよりも深刻であり、景気後退入り後、ほぼ生産の落ち込みと同じテンポで雇用が減少してきた（点線の傾きと同じ）ことが分かる。

図表 2 雇用調整の比較



(注) 非農業民間部門。両指数とも「景気の山」における水準=100。  
(資料) 米国労働省

雇用の先行きにも不安がある。前 2 回の景気後退・回復局面では、景気が後退期から拡張期に転じてもしばらく雇用が増えない（雇用なき回復、ジョブレス・リカバリー）、あるいは、雇用の削減が続く（雇用削減を伴う回復、ジョブロス・リカバリー）ということがみられた。80 年代までは景気が拡張期に転じると同時に雇用も回復してきたが、近年、大きな変化が生じたのである。

こうした動きをやや詳しく見てみよう。まず、80 年代前半の景気後退・回復局面における生産・雇用の動きを抜き出して見ると、5 つの局面があることが分かる（図表 3）。景気後退に入るとまず、生産が雇用よりも早いスピードで悪化した（①）。生産悪化に歯止めがかかっても回復には至らず、その過程で雇用削減が進んだ（②）。生産が回復に向かうと、同時に雇用が増加し始めるが、生産回復のスピードよりも雇用の伸びは緩やかである（③）。生産の回復が持続するにつれて雇用回復のスピードも高まり、回復局面の終盤に

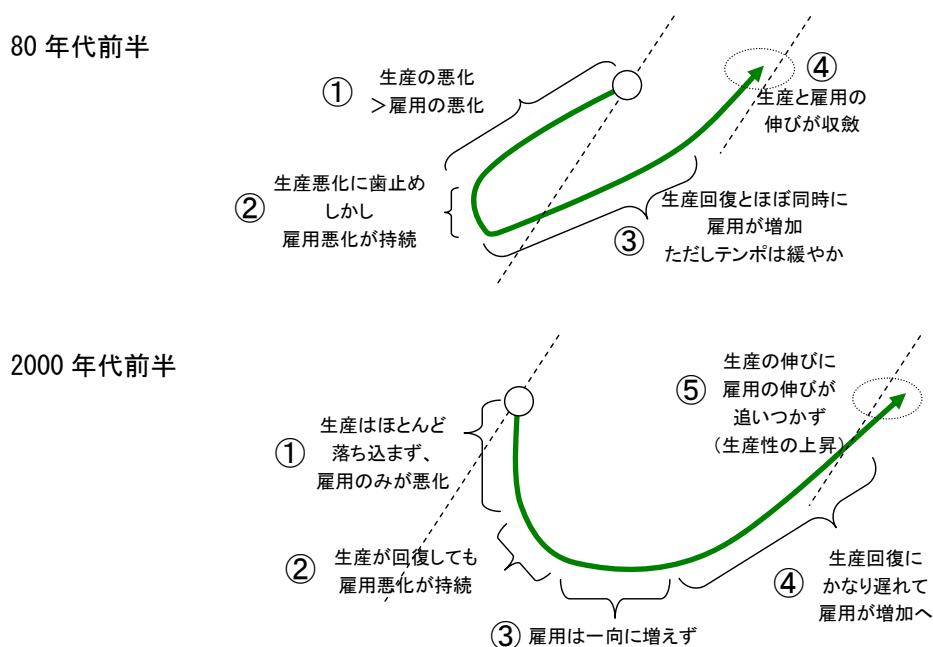
は生産と雇用の増加テンポはほぼ同じ程度に達している（④）。

次に 2000 年代前半の景気後退・回復局面をみてみよう。当時、景気が後退局面に入っても生産はほとんど落ち込まず、雇用の落ち込みだけが発生した（①）。しばらくして生産が回復に向かうが、雇用の悪化が続き（②）、雇用が回復に向かうのは生産の持ち直しにかなり遅れた（③）。さらに雇用回復テンポは生産よりも緩やかで、回復局面終盤に至るまでその状態が続いた（④）。

90 年代前半の景気後退・回復局面でもこれと類似の動きがみられ、景気が回復すると雇用削減も止まったが、雇用が増加に転じるまでに多くの時間を要したのである（さらに雇用が、直前の景気の山の水準に回復するまで 11 四半期かかっている）。

景気回復後も、生産と比べて雇用の伸びが緩やかであるということは、それだけ生産性の伸びが高いことを意味する。米国では 90 年代後半以降、情報通信技術（ICT）の普及を背景に構造的に労働生産性上昇率が高まったことが指摘されており、こうした生産性の高まりが雇用回復に対する抑制要因になったのではないかとの見方が有力である。現在もなお、高い労働生産性の伸びが維持されているとすれば、前回の回復局面のように、ジョブロス・リカバリーが発生する可能性は高いだろう。次節では労働需要関数の推計によって、この点を定量的に考察する。

図表 3 雇用調整の局面比較



（資料）みずほ総合研究所

## (2) 雇用調整速度と最適労働投入量

部分調整型労働需要関数を前提とした推計結果によれば、過去3度の景気循環における労働需要の主たる要因には大きな変化がみられる。特に前回においては、趨勢的な労働生産性の高まりが雇用の伸びを抑制したことを示している。

部分調整型労働需要関数とは、生産や実質賃金等を所与としたときに企業の利潤を最大化（費用を最小化）する「最適労働投入量」が存在し、企業が実際の労働投入量を一定の割合で「最適労働投入量」の水準に調整していく、という考えに立つものである。最適労働投入量への調整度合いは「調整速度」、その逆数が「調整期間（最適労働投入量に達するまでの期間）」と呼ばれる。

本稿では、過去3つの景気の山（81年7～9月期、90年7～9月期、01年1～3月期）を含む10年ごとの期間を対象に、金融を除く企業部門の部分調整型労働需要関数を推計した。説明変数には生産と実質賃金に加えて、趨勢的な労働生産性も採りいれている。趨勢的な労働生産性は、労働生産性からトレンド成分を抽出したものであり、企業経営者が認識している“景気循環とは無関係な”生産性の水準を表す。趨勢的な労働生産性が高いほど、企業経営者は雇用を抑え、収益を最大化すると考えられる。

推計結果をみると、いずれの推計期間についても、雇用調整速度には大きな差異がみられず、調整期間はおよそ2四半期で終了する（図表4）。

図表4 部分調整型労働需要関数の推計

被説明変数：総労働投入時間						
推計期間	推計①：75Q1-84Q4		推計②：85Q1-94Q4		推計③：95Q1-04Q4	
	推計値	(標準誤差)	推計値	(標準誤差)	推計値	(標準誤差)
定数	1.947	(0.177) ***	1.896	(0.182) ***	2.256	(0.175) ***
生産	0.488	(0.026) ***	0.429	(0.038) ***	0.446	(0.026) ***
実質賃金	-0.019	(0.099)	-0.269	(0.050) ***	-0.084	(0.030) **
趨勢的な労働生産性	-0.397	(0.065) ***	-0.092	(0.058)	-0.396	(0.050) ***
総労働投入時間のラグ項(合計)	0.508	(0.037) ***	0.520	(0.052) ***	0.546	(0.034) ***
1期ラグ	0.560	(0.080) ***	0.713	(0.124) ***	0.546	(0.034) ***
2期ラグ	-0.228	(0.111) **	-0.192	(0.112) *		
3期ラグ	0.177	(0.063) ***				
雇用調整速度と調整期間	0.492	2.0四半期	0.480	2.1四半期	0.454	2.2四半期
決定係数	0.997		0.995		0.996	
自由度修正済み決定係数	0.996		0.994		0.995	
回帰の標準誤差	0.004		0.003		0.002	
誤差項の系列相関に関するLM検定：F値	1.798	4次までの系列相関なし	0.900	3次までの系列相関なし	0.929	2次までの系列相関なし

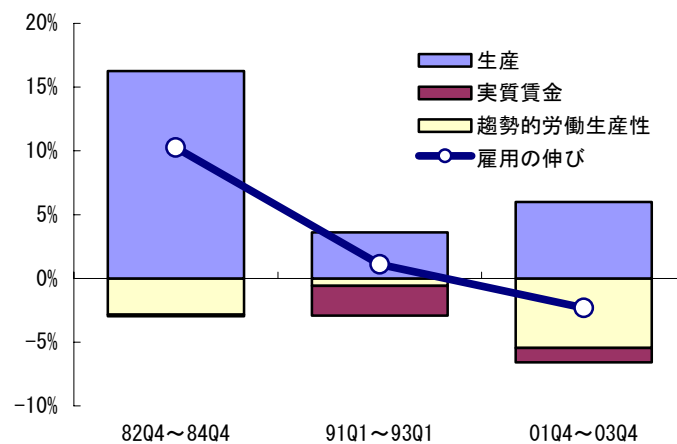
(注) 金融を除く企業部門を対象。推計にあたっては各変数の対数値をとった。標準誤差はNewey-West HAC推定値。  
 実質賃金は時間当たり賃金・報酬を産出物価で実質化。  
 趨勢的な労働生産性は時間当たり労働生産性の対数値からHPフィルター(周期パラメータ=6400)により抽出したトレンド成分。  
 雇用調整速度=1-総労働投入時間のラグ項(合計)の推計値。調整期間=1/雇用調整速度。  
 \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

(資料) みずほ総合研究所

一方、推計①～③において大きくことなるのは最適労働投入量を決定する要因である。いずれの推計でも生産の弾性値はほぼ同じであるが、実質賃金と趨勢的労働生産性の弾性値に違いがみられる。統計的有意性が得られない結果もあるが、次のような結果が得られる。すなわち、推計①では実質賃金も趨勢的労働生産性も最適労働投入量の有力な決定要因ではない。これに対して推計②では実質賃金の弾性値、推計③では趨勢的労働生産性の弾性値がそれぞれ高く、最適労働投入量の有力な決定要因に変化している。

最適労働投入量の決定要因をより詳しくみるため、景気回復初期(景気の底から8四半期)における総労働投入量、生産、実質賃金、趨勢的労働生産性の伸び率と、最適労働投入量の伸び及び要因ごとの寄与度をとったものが図表5である。

図表5 労働需要の要因分解



(注) 雇用の伸びは総労働時間ベースで実績。  
生産、実質賃金、趨勢的労働生産性は最適雇用水準の伸び率に対する寄与度。  
(資料) みずほ総合研究所

	総労働投入量	生産	実質賃金	趨勢的労働生産性
期間①：82Q4～84Q4	10.3%	16.4%	3.3%	3.5%
最適労働投入量と寄与度	13.3%	16.3%	-0.1%	-2.9%
期間②：91Q1～93Q1	1.1%	4.0%	4.2%	3.1%
最適労働投入量と寄与度	0.7%	3.6%	-2.3%	-0.6%
期間③：01Q4～03Q4	-2.3%	6.1%	6.1%	6.3%
最適労働投入量と寄与度	-0.6%	6.0%	-1.1%	-5.4%
期間④：07Q4～09Q1	-6.4%	-4.5%	2.7%	2.9%
最適労働投入量と寄与度	-7.4%	-4.4%	-0.5%	-2.5%

(注) 金融を除く企業部門。表中の数値は各変数の累積伸び率と寄与度。実質賃金=時間当たり報酬÷産出デフレーター。趨勢的労働生産性は時間当たり労働生産性の対数値からHPフィルター(周期パラメータ=6400)により抽出したトレンド成分。最適労働投入量は期間①～③についてそれぞれ75Q1-84Q4、85Q1-94Q4、95Q1-04Q4を推計期間とする部分調整型労働需要関数を基に算出。期間④は期間③と同じ関数を利用。  
(資料) 米国労働省、みずほ総合研究所

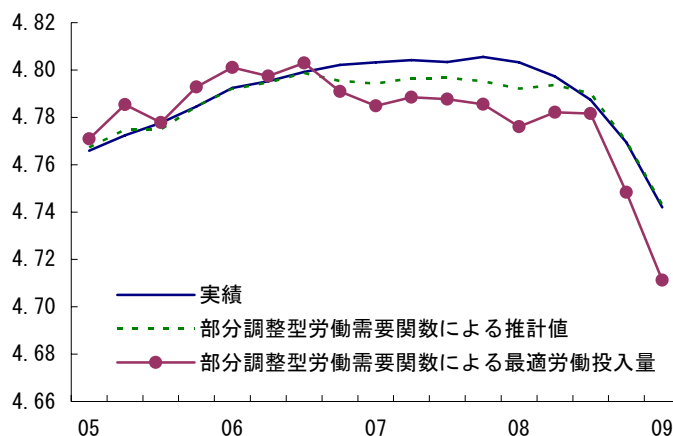
期間①では、総労働投入量が 10.3%、最適労働投入量は実績をやや上回る 13.3%の高い伸びがみられる。最適労働投入量の変動要因をみると、生産の寄与度が 16.3%と大半を占めており、生産回復と共に最適労働投入量が増大する形で総労働投入量が高まったと解釈することができる。

期間②では、総労働投入量と最適労働投入量のいずれも期間①に比べて低く、それぞれ 1.1%、0.7%の伸びに留まっている。最適労働投入量の変動要因をみると、生産の寄与度が 3.6%と比較的堅調な水準であるが、これを相殺するように、実質賃金の寄与度が▲2.3%に達している。賃金の割高さが、90年代初頭における雇用回復の妨げになったと考えられる。

期間③では景気回復後も総労働投入量が▲2.3%と減少し、その背景には最適労働投入量の減少(▲0.6%)があった。最適労働投入量の変動要因をみると、生産の寄与度が 6.0%に達していたが、趨勢的労働生産性の寄与度も▲5.4%と高い。趨勢的な労働生産性の向上によって、景気回復後も雇用が抑制され、さらに実質賃金の面からも無視し得ない下押し圧力(寄与度は▲1.1%)が働き、ジョブロス・リカバリーが発生したと考えられる。

気になるのは現下の景気後退局面ではどのような労働需要のメカニズムが働いているのかという点である。そこで最も近年の期間を対象にした結果(推計③)で表される部分調整型労働需要関数を 05 年以降に先延ばし(外挿)してみると、総労働投入量の実績値とほぼ合致することが確認できる(図表 6)。さらに現下の景気後退局面における最適労働投入量の変動要因をみると、生産の寄与度が▲4.4%に達していることに加え、趨勢的労働生産性の寄与度も▲2.5%と無視し得ない大きさである(図表 5)。

図表 6 05 年以降における総労働投入量の評価



(注) 金融を除く企業部門。総労働時間投入量は1992年平均を100とする指数の対数値。  
 部分調整型労働需要関数の推計期間は95Q1-04Q4。  
 (資料) 米国労働省、みずほ総合研究所

以上より、IT バブル崩壊前後に機能した雇用調整メカニズムは今もなお働いていると考えられる。生産の落ち込みと共に趨勢的な労働生産性の高まりを背景に労働需要が大きく

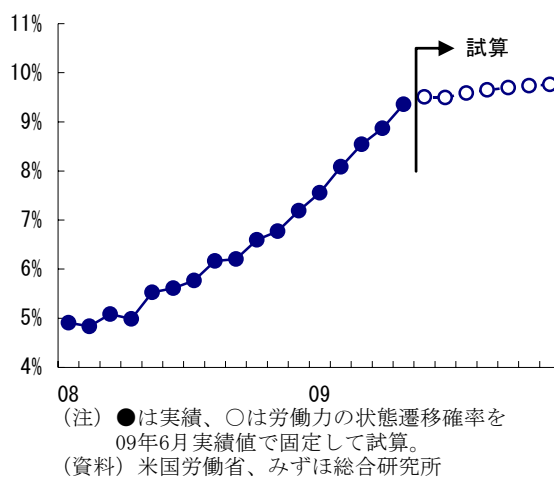
落ち込んでいるが、生産が回復した後も、生産性向上による労働需要の抑制が続く可能性が指摘できるだろう。中長期的には、生産性の高さは所得の伸びを押し上げ、新たな雇用機会を生み出す要因となるが、短期的には雇用なき景気回復（ジョブレス・リカバリー）や雇用削減を伴う景気回復（ジョブロス・リカバリー）が再来する可能性が示唆される。

### (3) 定常失業率

遅行指標である失業率も上昇が続いている。6月の失業率は9.5%となり、83年8月以来の水準に高まった。議会予算局（Congressional Budget Office、CBO）の推計によれば、インフレを加速させない失業率（Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment、NAIRU）は4.8%であり、大きなデフレ圧力を生みかねないほど労働需給が悪化していることになる<sup>2</sup>。さらに労働力のフロー・データを用いると、失業率には上昇圧力が残存している可能性がある。

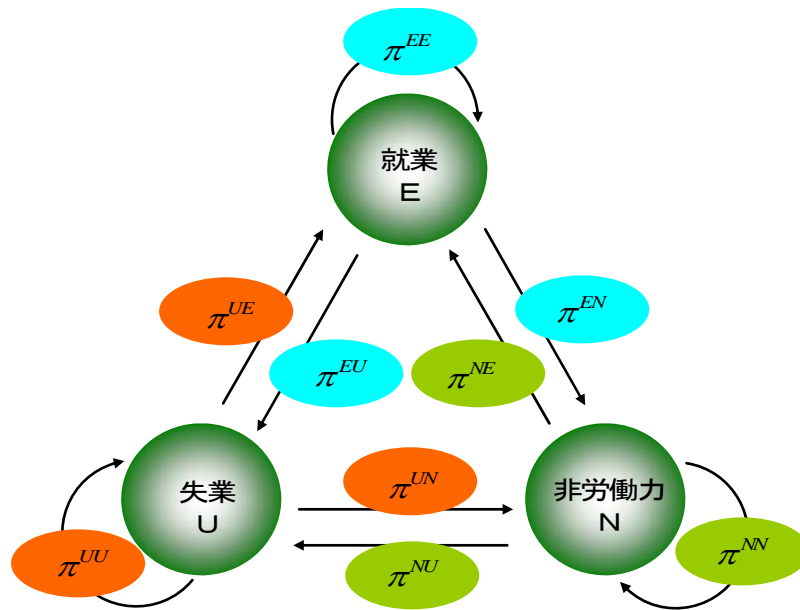
フロー・データとは、当月の就業者、失業者、非労働力人口のそれぞれについて、前月にはどのような状態にあったのかの情報が加えられた統計を指す。それを元に、就業、失業、非労働力という三つの状態間を労働者が移動する様子を描くことができる（図表 8）。

図表 7 失業率の推移と上昇圧力



<sup>2</sup> もっとも、後述するベバレッジ曲線の現状を踏まえると、NAIRUはCBO推計値よりも高い水準にある可能性が指摘できる。

図表 8 労働力の状態と状態遷移確率



(注) E、U、Nは就業、失業、非労働力の各状態を表し、 $\pi$ は労働力が各状態間を移動する割合（状態遷移確率）を表す。  
 (資料) みずほ総合研究所

例えば当月の就業者は、前月から引き続いて「就業（E）」状態にある労働者と、前月は「失業（U）」または「非労働力（N）」の状態にあり、当月に「就業（E）」状態へと移動してきた労働者から構成される。見方を変えると、ある時点で「就業」状態にある労働者は、翌期には引き続き「就業」しているか、「失業」に陥るか、何らかの理由により求職活動をやめて「非労働力」となる。したがって、これらの比率をそれぞれ $\pi^{EE}$ 、 $\pi^{EU}$ 、 $\pi^{EN}$ とおけば、

$$(1) \quad \pi^{EE} + \pi^{EU} + \pi^{EN} = 1$$

が成り立つ。同様に、

$$(2) \quad \pi^{UE} + \pi^{UU} + \pi^{UN} = 1$$

$$(3) \quad \pi^{NE} + \pi^{NU} + \pi^{NN} = 1$$

である。これらの比率を状態遷移確率と呼び、それを用いて労働力の状態を表す連立方程式を書くことができる（図表 9）。状態遷移確率を並べた行列を状態遷移行列（またはフロー確率行列）と呼ぶ。



図表 9 状態遷移行列を用いた労働市場の状態

$$\Phi_t \Gamma_{t-1} = \Gamma_t$$

ただし、 $\Phi_t \equiv \begin{bmatrix} \pi_t^{EE} & \pi_t^{UE} & \pi_t^{NE} \\ \pi_t^{EU} & \pi_t^{UU} & \pi_t^{NU} \\ \pi_t^{EN} & \pi_t^{UN} & \pi_t^{NN} \end{bmatrix}$ ,  $\Gamma_t^T \equiv [E_t, U_t, N_t]$

$E_t, U_t, N_t$  は t 期の就業者数、失業者数、非労働力人口。

(資料) みずほ総合研究所

左辺の行列  $\Phi_t$  が状態遷移行列 (列和=1) であり、状態 (E、U、N) 間を労働者が移動する様子を示している。ここで状態遷移行列の各成分は必ずしも時間を通じて一定 (定数) ではなく、むしろその時系列変動こそが失業率を大きく左右する。普段見聞きする失業率は、労働者が様々な状態間を移動する一瞬を切り取ったものと言える。08年1月と09年6月の状態遷移行列は図表10のようになる。

ここで、もし状態遷移行列の各成分 (状態遷移確率) が今後も変わらなければ、09年6月の就業者数、失業者数、非労働力人口等のデータを用いることで、09年7月以降の就業者数等を計算することができる。その作業を繰り返していけば、各状態間の比率は一定値に収束していく (図表10)<sup>3</sup>。そのときの失業率を定常失業率と呼ぶことにすると、09年6月の状態遷移行列を元にした定常失業率は10.0%となり、失業率はその水準に向かって緩やかに上昇を続けることになる。

長期的にみた場合、定常失業率は必ずしも失業率の先行指標というわけではない<sup>4</sup>。しかし、08年後半以降は定常失業率が2カ月程度、失業率に先行するような動きが観察され始めていることは注目に値する (図表11)。

図表 10 状態遷移行列

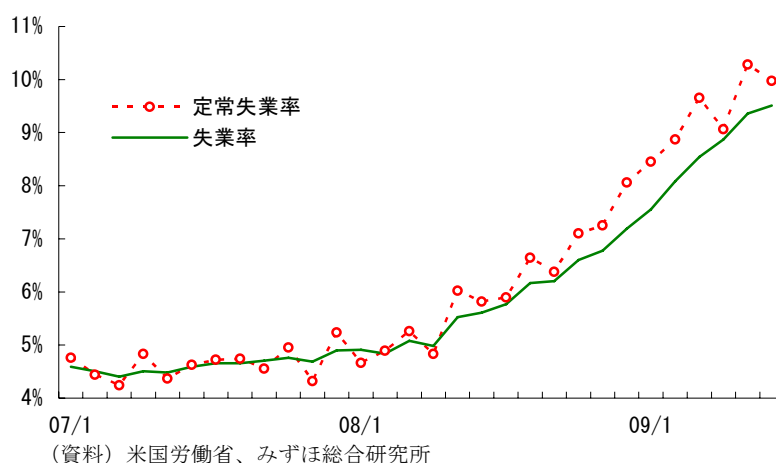
$$\Psi_{2008/1} = \begin{bmatrix} 0.962 & 0.268 & 0.050 \\ 0.012 & 0.520 & 0.023 \\ 0.025 & 0.212 & 0.927 \end{bmatrix} \quad \Psi_{2009/6} = \begin{bmatrix} 0.956 & 0.184 & 0.039 \\ 0.019 & 0.639 & 0.035 \\ 0.026 & 0.177 & 0.926 \end{bmatrix}$$

(資料) 米国労働省

<sup>3</sup> 状態遷移行列  $\Phi_t$  の固有ベクトル  $\Gamma$  を求めればよい。

<sup>4</sup> 失業率と定常失業率の1階差をとり、グレンジャー因果性を計測すると、有意水準1%で「失業率→定常失業率」の因果性が認められ、有意水準5%で「定常失業率→失業率」の因果性が認められる (計測期間は2000年1月～2009年5月)。計測期間を1990年1月からの全サンプルとすると有意水準1%で「失業率→定常失業率」及び「定常失業率→失業率」の因果性が認められる。

図表 11 定常失業率と失業率



#### (4) 脱却が困難な失業状態

08年後半以降の定常失業率は失業率に上昇圧力が存在することを示しているが、これは、必ずしも労働者が職を離れたり、職を失ったりする度合い（自発的退職や企業による解雇）が強まっているためだけではない。企業の採用意欲が低下していることや、あるいは他の何らかの理由（恒久的解雇の比重の高まりと部門間再配置ショックの増大。後述）によって、「いったん失業してしまうと、労働者は失業から抜け出せない」という状況が生まれていることに起因する。

改めて、個々の状態遷移確率について時系列的な動きを確認してみよう（図表 12）。まず就業状態からの移動（ $\pi_t^{EE}$ 、 $\pi_t^{EU}$ 、 $\pi_t^{EN}$ ）を見ると、前月就業していた労働者が当月も就業状態にある確率 $\pi_t^{EE}$ は、90年代以降でも低い水準に留まっている。前月就業していた労働者が当月には非労働力化している確率 $\pi_t^{EN}$ も低い。これらの動きに対して、前月就業していた労働者が当月に失業している確率 $\pi_t^{EU}$ は大幅に上昇しており、90年代以降で最も高い水準にある。米国の就業者は高い失業リスクに曝されていることが分かる。

次に失業状態からの移動（ $\pi_t^{UE}$ 、 $\pi_t^{UU}$ 、 $\pi_t^{UN}$ ）を見てみよう。前月失業していた労働者が当月に就業する確率 $\pi_t^{UE}$ は、90年代以降で最も低い状態にあり、失業者が極めて職を見出しにくい状況にあることを示している。これと呼応する形で上昇しているのが、前月失業していた労働者が当月も失業したままである確率 $\pi_t^{UU}$ であり、悪化が著しい。一方、前月失業していた労働者が翌月に非労働力化する確率 $\pi_t^{UN}$ は低下しており、職を見出しにくいことから求職活動を諦める「ディスカレッジド・ワーカー」の発生割合は小さいことを示唆している。

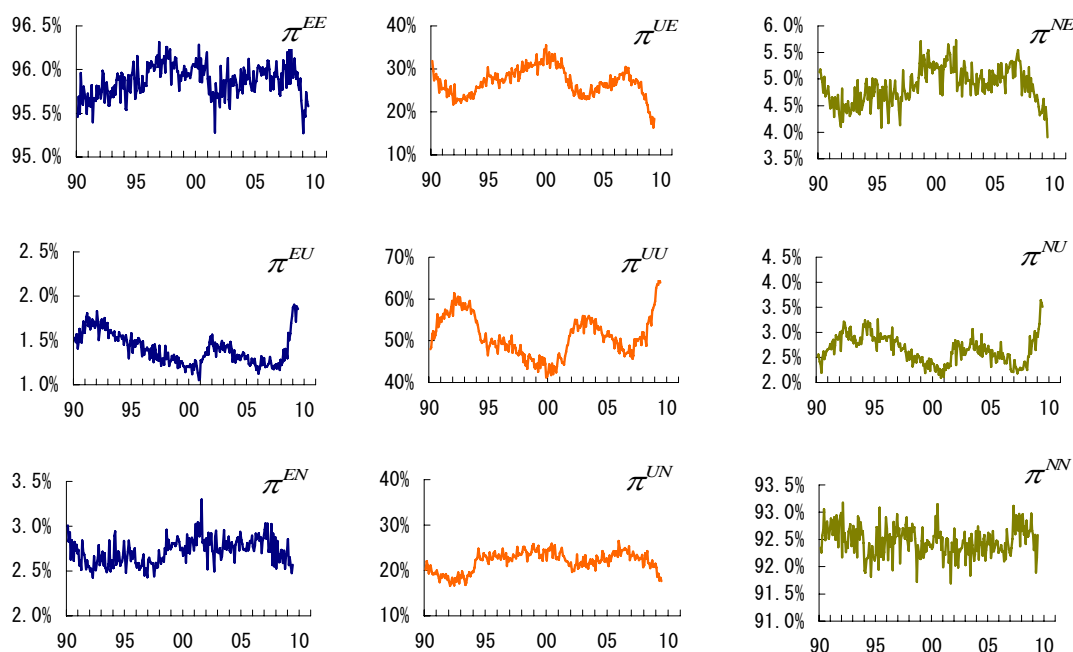
最後に、非労働力状態からの移動（ $\pi_t^{NE}$ 、 $\pi_t^{NU}$ 、 $\pi_t^{NN}$ ）の様子を確認しよう。図表 12 から明らかなように、非労働力状態に留まる確率 $\pi_t^{NN}$ には大きな変化がないが、職を見出す確率 $\pi_t^{NE}$ は大きく低下する一方、（求職活動を始めたことで）失業状態にある確率 $\pi_t^{NU}$ は大きく上昇している。特に後者は、景気悪化の中で求職活動を始め、職を求めようとする

労働者が急増していることを示している。

以上を総括すれば、今回の景気悪化局面では従来以上に「いったん失業すると失業に留まり続ける傾向」が強まっており、加えて「求職活動を始め、職を求めようという労働者の比率が増えている」。こうした結果、失業率に対する定常失業率の上ぶれ、すなわち失業率に上昇圧力が働いているとみられる。

「いったん失業すると失業に留まり続ける傾向」が強まっていることで、労働市場では長期失業者の増加という深刻な問題が発生している。失業者の失業期間（中央値）は09年1月10.3カ月から同年6月には17.9カ月に急拡大した。失業者のうち失業期間が27週間以上の割合は09年6月には29.0%に達しており、統計を遡ることができる48年以降、最も高い割合である。失業の長期化によって、09年9月までに54万人の失業給付が切れ、09年末までには150万人分の失業給付が切れてしまうという指摘もある<sup>5</sup>。

図表 12 状態遷移確率の時系列変動



(資料) 米国労働省、みずほ総合研究所

### (5) 恒久的解雇の高まりと欠員の縮減

失業率を高止まりさせる要因として、企業による恒久的解雇の比重が高まっていること

<sup>5</sup> 上院銀行委員会におけるジャック・リード上院議員の発言（2009/7/22）。通常の失業給付期間は26週間であり、高失業率の場合に13週間の延長が認められることが多い（一部の州では20週間の延長を認めているケースもあると言われる）。

と欠員の大幅な縮減が指摘できる。後者は前述した労働生産性の高まりを背景にしていると考えることもできる。

90年以降における景気後退期の雇用調整の特徴として、それ以前と比べて「恒久的解雇」の比重が高いことが挙げられる（図表 13）。さらに今回は、こうした傾向が一段と強まっている。景気回復時の再雇用（呼び戻し）を前提とする「一時解雇」とは異なり、恒久的解雇が多ければ、失業率は高止まりしやすい。

企業の欠員も大幅に縮小しており、企業の新規採用の動きは極めて低調である。Job Opening and Labor Turnover Statistics (JOLTS、雇用動態統計)<sup>6</sup>によれば、企業の欠員率 (Job Opening rate)<sup>7</sup>は、09年5月1.9%に留まり、JOLTS統計を遡ることができる2000年12月以来で最も低い（図表 14）。雇用率 (Hires rate)<sup>8</sup>も3.0%に留まり、これらから試算した有効求人倍率<sup>9</sup>はわずか0.45倍に過ぎない。

なお離職率 (Separation rate)<sup>10</sup>は09年5月3.3%で低下傾向にあるが、このうち自己都合による退職率 (Quits rate) が1.3%と07年初め以降、大きく低下していることが背景にある。離職率と退職率の差にあたる「自己都合によらない離職」、すなわちレイオフや合併等に伴う解雇率は、2008年以降、特に後半から急激に上昇した。もっとも足元ではピークアウトの兆しがうかがえるようになっている。

---

<sup>6</sup> 労働省は Covered Employment and Wage というプログラムの下で、毎月、全米 50 州の 16,000 事業所をサンプル（母集団は 800 万事業所）として JOLTS を実施している。JOLTS によって集計されたデータは全て、CES による推計値に整合的なように調整され、CES と同等の扱いが可能な統計となっている。集計データは、雇用者数（調査月の 12 日を含む 1 週間の pay period）、欠員数（毎月末）、雇用・離職・レイオフ等（調査月の累計）である。

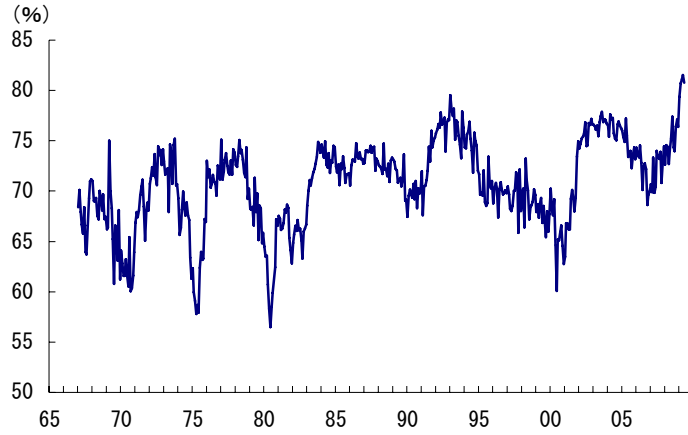
<sup>7</sup> 欠員の定義＝特定のポジションが存在し、30 日以内に業務が始まること。さらに企業が企業外からの採用活動を行っているものであること。欠員率＝（当月末における欠員数）÷（非農業部門雇用者数＋欠員数）。

<sup>8</sup> 雇用率＝当月発生した雇用数÷非農業部門雇用者数。

<sup>9</sup> 有効求人倍率＝（欠員数＋当月発生した雇用数）÷失業者数。

<sup>10</sup> 離職率＝当該月に職を離れた者の数÷非農業部門雇用者数。

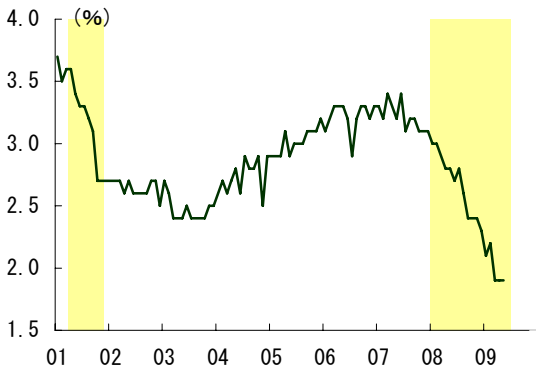
図表 13 解雇に占める恒久的解雇の割合



(注) 1993年までは恒久的解雇の中に、一時的雇用契約の終了によるものを含む。  
 (資料) 米国労働省

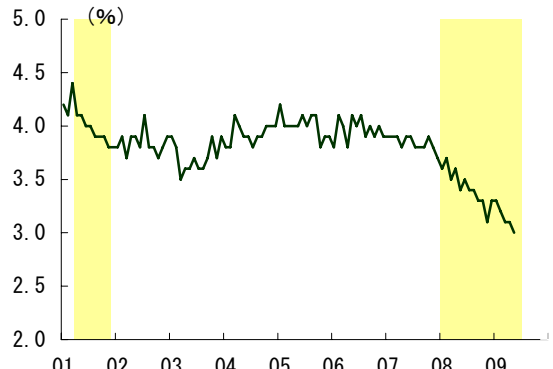
図表 14 欠員・雇用・解雇率及び有効求人倍率の推移

< 求人率 >



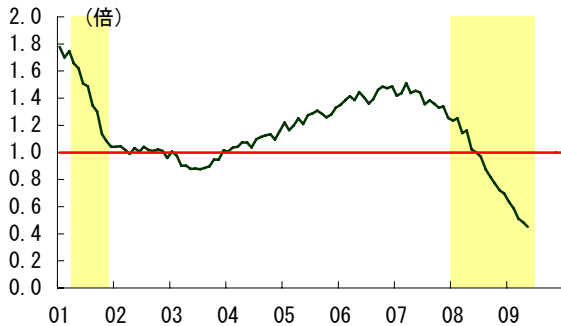
(注) 求人率 = 月末時点の求人数 ÷ (当該月の雇用者数 + 求人数)。  
 (資料) 米国労働省

< 雇用率 >



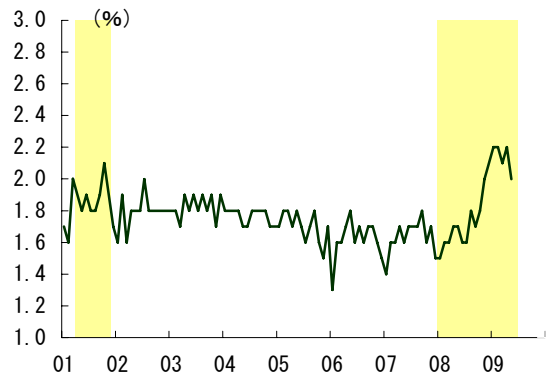
(注) 雇用率 = 当該月に発生した雇用数 ÷ 当該月の雇用者数。  
 (資料) 米国労働省

< 有効求人倍率 >



(注) 有効求人倍率 = (当該月末の求人数 + 当該月に発生した雇用者数) ÷ 当該月の失業者数。  
 雇用失業率は分母に自営業者を除く労働力人口を用いた失業率。  
 (資料) 米国労働省よりみずほ総合研究所試算

< 解雇率 >



(注) 解雇率 = 自己都合を含む離職率から、自己都合による離職率を控除したもの。  
 (資料) 米国労働省

### 3. 労働市場の非効率化

#### (1) ベバレッジ曲線

失業率と欠員率は共に雇用を決定付ける重要な要因であり、両指標を用いたベバレッジ曲線を描くことで、労働市場の効率性の変化をうかがい知ることができる。そこで次に、1980年以降の米国におけるベバレッジ曲線を描き、そこから足元における労働市場の特徴を浮き彫りにしてみよう。

ここで必要になってくるのは、JOLTS が得られない 2000 年以前の欠員率である。米国では長い間、ベバレッジ曲線を描くために欠員率の代理変数としてカンファレンスボードによる求人広告指数 (Help-Wanted Advertising Index) が用いられてきた。求人広告指数は全米 51 の新聞に掲載された求人数を集計したもので、51 年まで統計を遡ることができる。

求人広告指数の動きをみると、90 年代までは景気循環的な変動が観察される。しかし 02 年以降の景気回復局面では求人広告指数の上昇はみられず、むしろ低下基調が続いてきたことが分かる (図表 15)。Valletta (2005) は、既存研究を元に 1994 年以前の求人広告指数には労働需給とは無関係な要因<sup>11</sup>によるバイアスは存在しないようだと指摘した上で、むしろ 90 年代以降に大きな下方ドリフトが見られることが問題だと述べ、インターネットなどの代替的求人手段の発達がその要因ではないかと指摘している。求人広告指数の下方バイアスは Valletta (2005) のサンプル期間以後、一段と増大しており、足元では過去例を見ない水準に低下している。

こうした求人広告指数を使って欠員率を遡及推計した既存研究が Shimmer (2005) 及び Valletta (2005) である。Shimmer (2005) では、51 年から 03 年までの求人広告指数 (季節調整済み月次データの四半期平均系列) に対して、周期パラメーターを  $10^5$  とする Hodrick - Prescott (HP) フィルターをかけ、循環成分 (トレンドからの乖離分) をそのまま欠員率の代理変数として使っている。一方、Valletta (2005) では、60 年から 05 年までの求人広告指数 (同上) を非農業部門雇用者数で除することで全般的な労働需要の拡大による影響を調整した “標準化系列 (normalized series)” を作成し、欠員率をこの標準化系列と、一次のタイムトレンド、及び定数項によって OLS 推計 (推計期間は 01 年 1~3 月期から 05 年 7~9 月期) し、欠員率 (合成欠員率、synthetic vacancy rate) を遡及推計している。

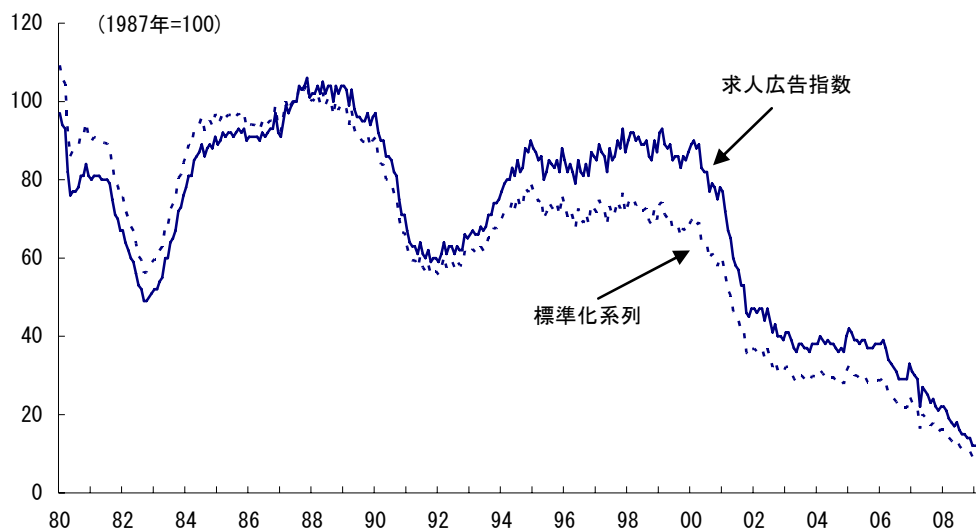
求人広告指数におけるこうした下方バイアスを考慮し、Valletta (2005) の方法を用いて欠員率に関する OLS 推計を行った結果が図表 16 である。Valletta (2005) は 0.906 とい

---

<sup>11</sup> Abraham (1987) は、求人広告指数に上方ドリフトをもたらす三つの要因が働いていると指摘している。第一に、職業の変化に伴い、より求人広告に載りやすいホワイトカラー化が進んだ。第二に、雇用機会の均等を企業に求める風潮が高まり、それに関連する求人広告が増大した。第三に、新聞市場の統合である。これらの要因は労働需給とは無関係であり、求人広告指数を用いた労働市場の分析においては、こうした要因によって生じる上方バイアスを除去する必要が指摘された。しかし、Zagorsky (1998) は、1994 年までの求人広告指数には趨勢的トレンドは存在しないと指摘している。

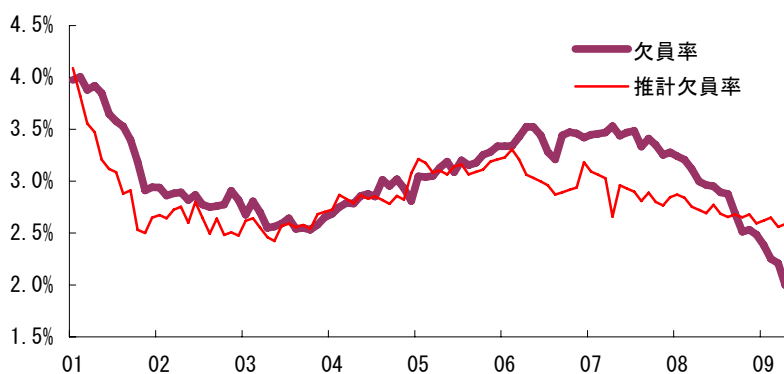
う比較的高い決定係数を得ているが、本稿の推計結果では決定係数が低く、2006年以降の欠員率をうまくトレースできていない。

図表 15 求人広告指数の推移



(注) 標準化系列=求人広告指数÷非農業部門雇用者数。但し1987年=100。  
 (資料) カンファレンスボード、みずほ総合研究所

図表 16 Valletta (2005) の方法による欠員率の推計

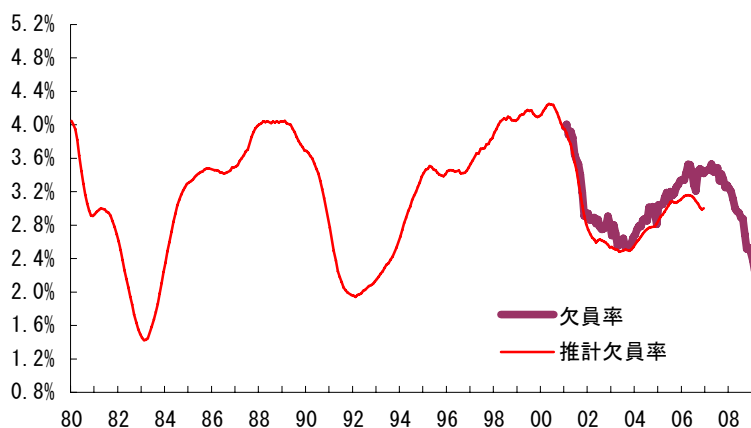


	係数	標準誤差
定数項	-0.004	0.003
標準化系列	0.075	0.006 ***
タイムトレンド	0.024	0.002 ***
自由度修正済み決定係数=0.59		

(注) \*\*\*は有意水準1%。推計期間は2001年1月から2009年5月。  
 (資料) 米国労働省、カンファレンスボード、みずほ総合研究所

そこで本稿では、次のような方法で欠員率の推計を行った。まず HP フィルター（周期パラメーター=107）を 80 年以降の求人広告指数（月次データ）に適用し、循環成分を抽出した<sup>12</sup>。但し、①求人広告指数（循環成分）には欠員率と比べて短期的なノイズが含まれている可能性があること、②2007 年以降の求人広告指数（循環成分）は欠員率ほどの変動がみられず、求人広告指数に対する下方バイアスが近年は一段と強まっている可能性がある。そこで求人広告指数（循環成分）と欠員率との一致した動きが確認される 01 年 1 月から 06 年 12 月までを推計期間として、求人広告指数（循環成分）の 8 カ月後方移動平均値を用いて OLS 推定を行った（図表 17）<sup>13,14</sup>。

図表 17 求人広告指数による欠員率の遡及推計



(注) 推計欠員率は求人広告指数を用いて算出した系列。

(資料) カンファレンスボード、米国労働省、みずほ総合研究所

Dependent Variable: V  
Method: Least Squares  
Sample: 2001M01 2006M12  
Included observations: 72  
V=C(1)+C(2)\*#MOVAV(LHELP\_C,8)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.140432	0.014415	217.8591	0.0000
C(2)	0.051474	0.001714	30.03309	0.0000
R-squared	0.927983	Mean dependent var		2.900262
Adjusted R-squared	0.926954	S.D. dependent var		0.376539
S.E. of regression	0.101767	Akaike info criterion		-1.704868
Sum squared resid	0.724963	Schwarz criterion		-1.641627
Log likelihood	63.37525	Hannan-Quinn criter.		-1.679692
F-statistic	901.9864	Durbin-Watson stat		0.610530
Prob(F-statistic)	0.000000			

(注) V(欠員率), LHELP\_C(求人広告指数の循環成分)。

(資料) みずほ総合研究所

- <sup>12</sup> 周期パラメーターの大きさは結果をみながらアドホックに決定したものである。
- <sup>13</sup> なお、求人広告指数を元にした欠員率は、本来あるべき欠員率よりも景気感応度が高い可能性がある。企業にとって求人広告には明らかに費用がかかるためだ。求人広告指数によって推定された欠員率を用いたベバレッジ曲線は、本来あるべき姿と比べて傾きが急になるかもしれない。しかし、求人広告指数の景気感応度に関する問題は、当該指数の 8 カ月後方移動平均を用いるという本稿のアプローチによって対処済みとみなすことができるだろう。
- <sup>14</sup> なお、わずか数年のデータをもとに 20 年にもわたる期間の推計値を求めることには無理がある。しかし、求人広告指数から欠員率へのスケール変換という本稿の目的には十分有用であると判断した。



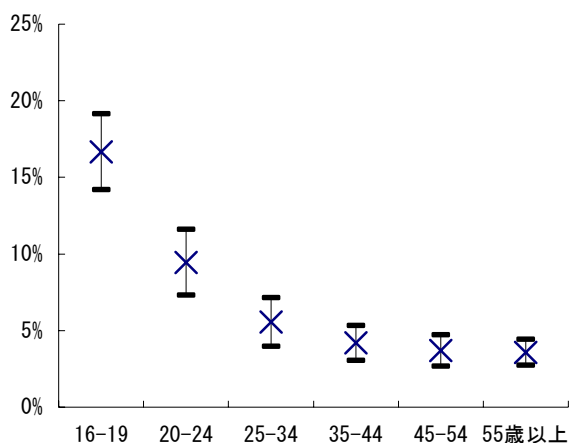
ベバレッジ曲線を描く際には、失業率にも留意すべき二つの問題がある。

一つは、失業率の分母には自営業や家族従業員も含まれるため、それらを除いた雇用失業率を用いる方が適切である。

二つめの問題は、労働需給とは無関係な要因による失業率の変動であり、具体的には人口動態の変動による影響を除去しなければならない。失業率は、性別、年齢階層（図表 18）、教育度等の差によってその水準に明らかな違いがあり、労働力人口の構成が変化すると、集計された失業率に無視し得ない影響を及ぼすと言われている。例えば、失業率が相対的に高い若年層の比率が高まれば、マクロの労働需給に変化がなくても失業率は上昇する。実際、年齢階層別人口構成を 05 年実績で固定化した場合、09 年 4～6 月期の失業率（年齢調整失業率）は 9.6%となる（図表 19）。年齢調整失業率の推移を遡ってみると、9.6%という水準は 59 年以降では最も高い（これまでの最高値は 82 年 10～12 月期の 9.5%）。つまり、公表されている失業率には時間を遡れば遡るほど、人口動態の変化に伴う上方バイアスが存在することが指摘できる。長期にわたる失業率の変動を労働需給という観点から見る場合、こうした上方バイアスを取り除く必要がある。

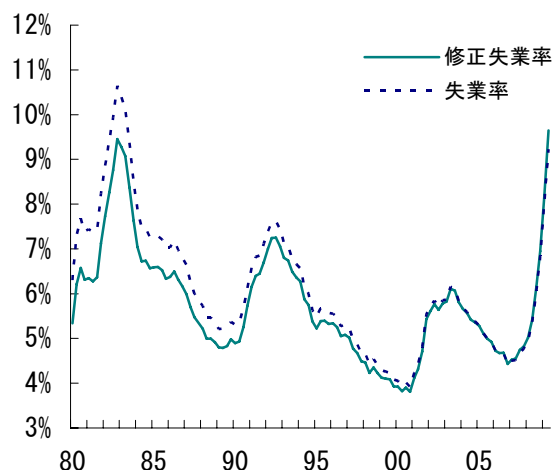
本稿では、雇用失業率を作成した上で、に示した失業率と年齢調整失業率の比率を乗じることで「年齢調整雇用失業率」を求め、ベバレッジ曲線に用いている。

図表 18 年齢階層別失業率



(注) 1960年以降の年齢階層別平均失業率±標準偏差。  
(資料) 米国労働省

図表 19 人口動態の変動を修正した失業率



(注) 修正失業率＝労働力人口の年齢(階層)構成を2005年実績で固定して計算した失業率。  
(資料) 米国労働省

以上の欠員率と雇用失業率の四半期系列を用いてベバレッジ曲線を描いたものが図表 20 である。重要なポイントは、足元のベバレッジ曲線の位置は、80 年代前半の位置まで逆戻りしていることである。

ベバレッジ曲線の動きは、景気変動と構造的な変動の二つに分解することができる（図表 21）。一定の仮定をおくと、欠員率と失業率の対数値をとって描いたベバレッジ曲線は右下がりの直線となる<sup>15</sup>。景気が良ければ欠員率（企業の求人）が高まると同時に失業率が低下するが、景気が悪ければ欠員率は低下し、失業率が上昇する（点 A から点 B への移動）。こうした景気変動によって、右下がりのベバレッジ曲線（直線）が形成される。本稿ではこれを総需要ショックと呼び、総需要ショックは景気が悪化するほど増大すると定義する。

一方、労働市場に構造的なショックが発生した場合、ベバレッジ曲線には平行なシフトが発生する。例えば、インターネットを含む民間職業紹介業の発達、企業の求人と求職者の“出会い（マッチング）”を高める。その場合、より少ない求人数と求職者数の組み合わせで、民間職業紹介業が発達していない場合と同じだけの雇用を生み出すことができる（点 A よりも点 C の方が労働市場は効率的と言える）。本稿ではこうしたショックを部門間再配置ショックと呼び、原点からベバレッジ曲線に下ろした垂線が長いほど（すなわちベバレッジ曲線が原点から遠いほど）、部門間再配置ショックが大きいと定義する。

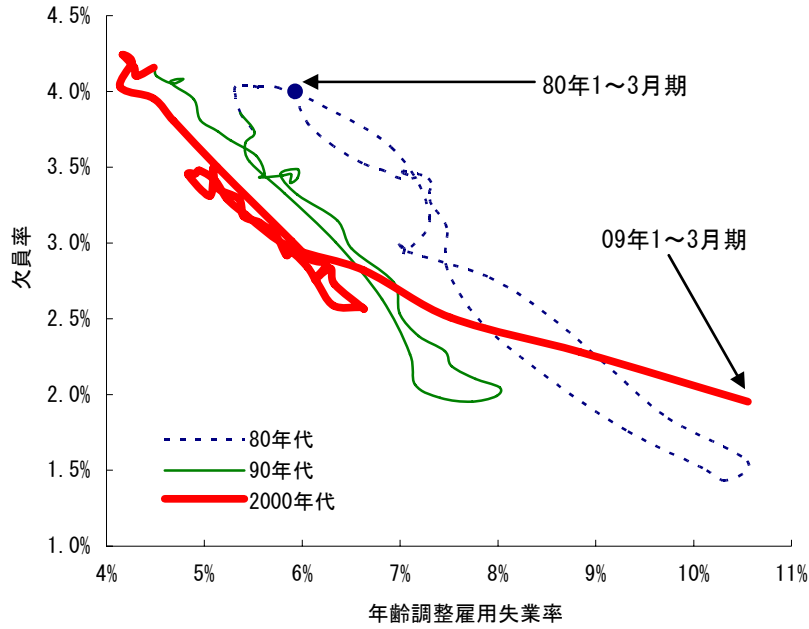
再び実際のベバレッジ曲線に戻ると、米国では、80 年以降ベバレッジ曲線が原点方向にシフトしてきたことが Abraham (1987) を嚆矢する数々の研究によって指摘されている。しかし、すでに述べたように、本稿のベバレッジ曲線はこうした動きが逆転していることを示唆するものである。

そこで次節では、総需要ショックと部門間再配置ショックを定量的に抽出し、大きさを確認しよう。

---

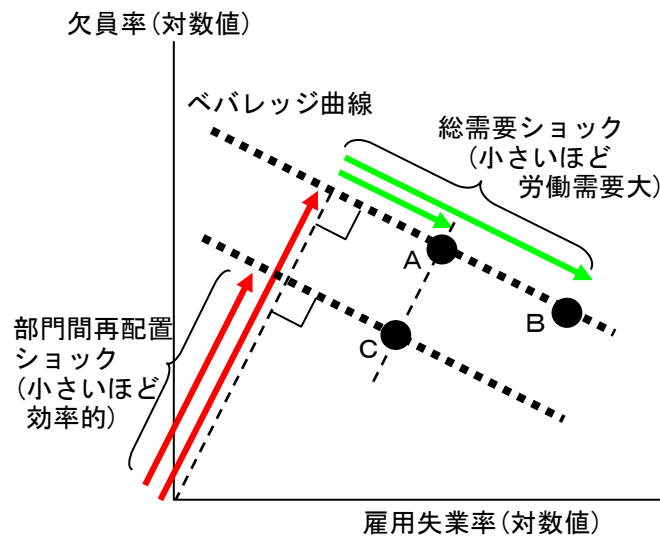
<sup>15</sup> 厳密にはベバレッジ曲線は景気変動とともに反時計回りのループを描く。これは景気動向に対する欠員率の先行性と失業率の遅行性に由来する。理論的な導出は Blanchard and Diamond (1989) を参照。

図表 20 ベバレッジ曲線



(注) 四半期データをプロット。  
 年齢調整雇用失業率=年齢階層別労働力人口の構成を2005年実績で固定し、高齢化等による失業率への影響を調整した雇用失業率。  
 2000年以前の欠員率は求人広告指数を用いた遡及推計値。  
 (資料) 米国労働省、カンファレンスボード、みずほ総合研究所

図表 21 ベバレッジ曲線の変動 (概念図)



(資料) みずほ総合研究所

## (2) ベバレッジ曲線の変動分析

ベバレッジ曲線の動きを分解すると、足元では大きな総需要ショックが発生すると共に、労働市場の効率性を 80 年代前半の水準に押し戻すほどの部門間再配置ショックが発生している。

本稿では、欠員率と年齢調整雇用失業率を対数化した上で、両系列の分散・共分散行列を作成、スペクトル分解定理を用いるという方法によって、前述した総需要ショックと部門間再配置ショックを抽出した。欠員率と失業率の一方を被説明変数、他方を説明変数とする推計を行うことでベバレッジ曲線の傾きを求めることが多いが、両者には因果性がないことを踏まえ、Cotti and Drenwianka (2007) が提案した上記手法を用いた。

各ショックの抽出結果を図表 22 に示した。なお、分散・共分散行列を作成するのに用いたデータの期間は 80 年から 2000 年までである。

図表 22 をみると、総需要ショックのピークは 4 度ある。82 年の景気後退期、90 年代前半の短い景気後退の終了後、IT バブル崩壊から立ち直りかけていた 03 年、そして足元である。90 年代初頭や 03 年ごろの総需要ショックのピークは景気回復期の最中に発生しており、それぞれ米国経済が雇用なき景気回復（ジョブレス・リカバリー）、雇用削減を伴う景気回復（ジョブロス・リカバリー）にあったことと整合的と言える。

総需要ショックの大きさは、80 年以降、徐々に縮小傾向を辿っていることがうかがえ、米国経済において景気変動の振れが縮小してきたという「Great Moderation」の一端がうかがえる。もっとも、今回の景気後退期における総需要ショックは、80 年代初頭にみられたショックと同程度の大きさまで拡大しており、労働需要の大幅な縮小が起きていることを表している。

一方、部門間再配置ショックは、それが小さいほどベバレッジ曲線が原点に近づき、労働市場のマッチング効率性の高まりを通じて雇用量が增大することを表している。実際の動きを見ると、部門間再配置ショックはほぼ一環して低下してきたが（図表 23）、今回の景気後退期における部門間再配置ショックの大きさは極めて大きく、80 年代前半の水準にまで戻っている。労働市場の効率性が失われたことが示唆されるのである。

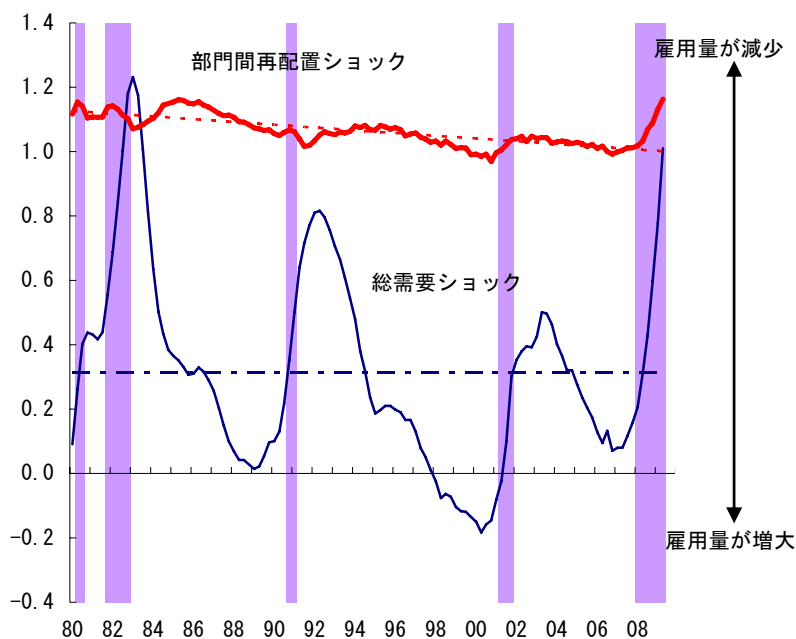
部門間再配置ショックは、地域間や産業間等の産業・雇用調整にばらつきが存在する場合に発生すると考えられている。例えば地域間で雇用情勢が大きく異なれば、労働者の地域間移動が容易でない分だけ一方の地域では失業率が高止まりし、他方の地域では欠員が埋められない状況が発生するだろう。産業や職業ごとに求められるスキルに違いがある場合も、産業間や職業間の雇用調整に大きなばらつきが生じれば、その分だけ部門間再配置ショックが発生し、労働市場の効率性が失われると考えられる。

この点について、Cotti and Drewianka (2007) は、01 年の景気後退に続く労働市場の動きについて「部門間再配置ショックが“雇用なき景気回復”の要因かどうか」を検証し、否定的な結論を得ている。後知恵的ではあるが、本稿の計測結果からも当時、顕著な部門

間再配置ショックが生じていた様子はいかがい<sup>16</sup>。

一方、今回観察される部門間再配置ショックは、それとくらべようがないほど大きい。さらに、今回の景気後退局面において著しい部門間再配置ショックが発生している可能性は、都市圏別失業率の分散が急拡大していることから裏付けることができる。

図表 22 労働市場における総需要ショックと部門間再配置ショックの抽出



(注) 一点鎖線は総需要ショックの期間平均値。点線は部門間再配置ショックのトレンド。網掛けは景気後退期。  
(資料) 米国労働省、みずほ総合研究所

図表 23 部門間再配置ショックの大きさ

	平均値	標準偏差
80年代	1.116	0.029
90年代	1.049	0.023
2000年代	1.029	0.037

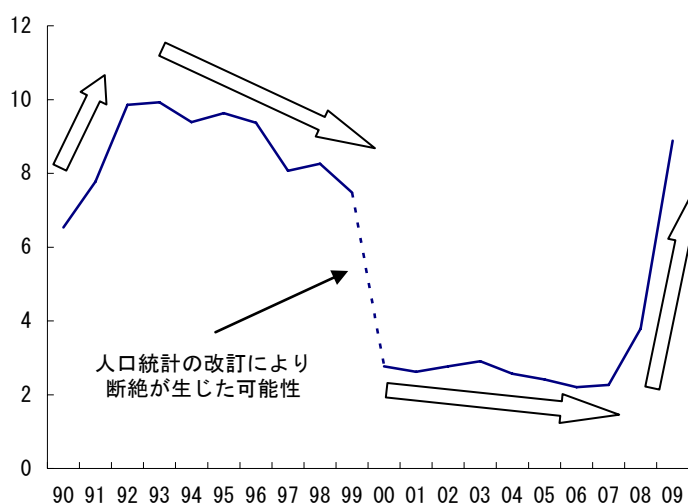
(資料) みずほ総合研究所

<sup>16</sup> 部門間再配置ショックは長期的に低下傾向を辿りつつも、小幅な上下を繰り返している。部門間再配置ショックが全く存在しない場合でも、ベバレッジ曲線は景気循環と共に反時計回りに回ることによるものと考えられる。本稿の計測ではこうした反時計回りの変動を考慮していないため、その動きの一部が部門間再配置ショックとして観察される可能性がある。

図表 24は、全米 372 の都市統計圏（Metropolitan Statistical Area）における暦年平均失業率をとり、その分散を計測したものである（09 年は 5 月まで月ごとに分散を計測し、その平均を採った）。99 年から 2000 年にかけては、人口統計の変更に伴うとみられる不連続性があるため、その前後で分散の動きをみてみると、まず 90 年代には前半の景気悪化・回復局面において分散の高まりが見られた後に、分散が低下していった。景気拡大が続くにつれて都市圏間の雇用情勢にばらつきがなくなったことが示されている。2000 年代に入ると、都市圏間の雇用情勢のばらつきは極めて小さく、01 年の景気後退前後でも分散は低位に留まったままである。しかし、08 年に入ると分散が高まり始め、09 年には著しい水準に上昇し、雇用情勢に大きなばらつきが発生している様子が見えてくる。

すでに述べたように、こうした地域別雇用情勢にばらつきがあると、企業の求人と求職者（失業者）が会う確率は低下する。労働市場のマッチング効率性が失われるのであり、ベバレッジ曲線の原点から遠ざかる方向へのシフト、すなわち部門間再配置ショックの増大として観察されることになる。

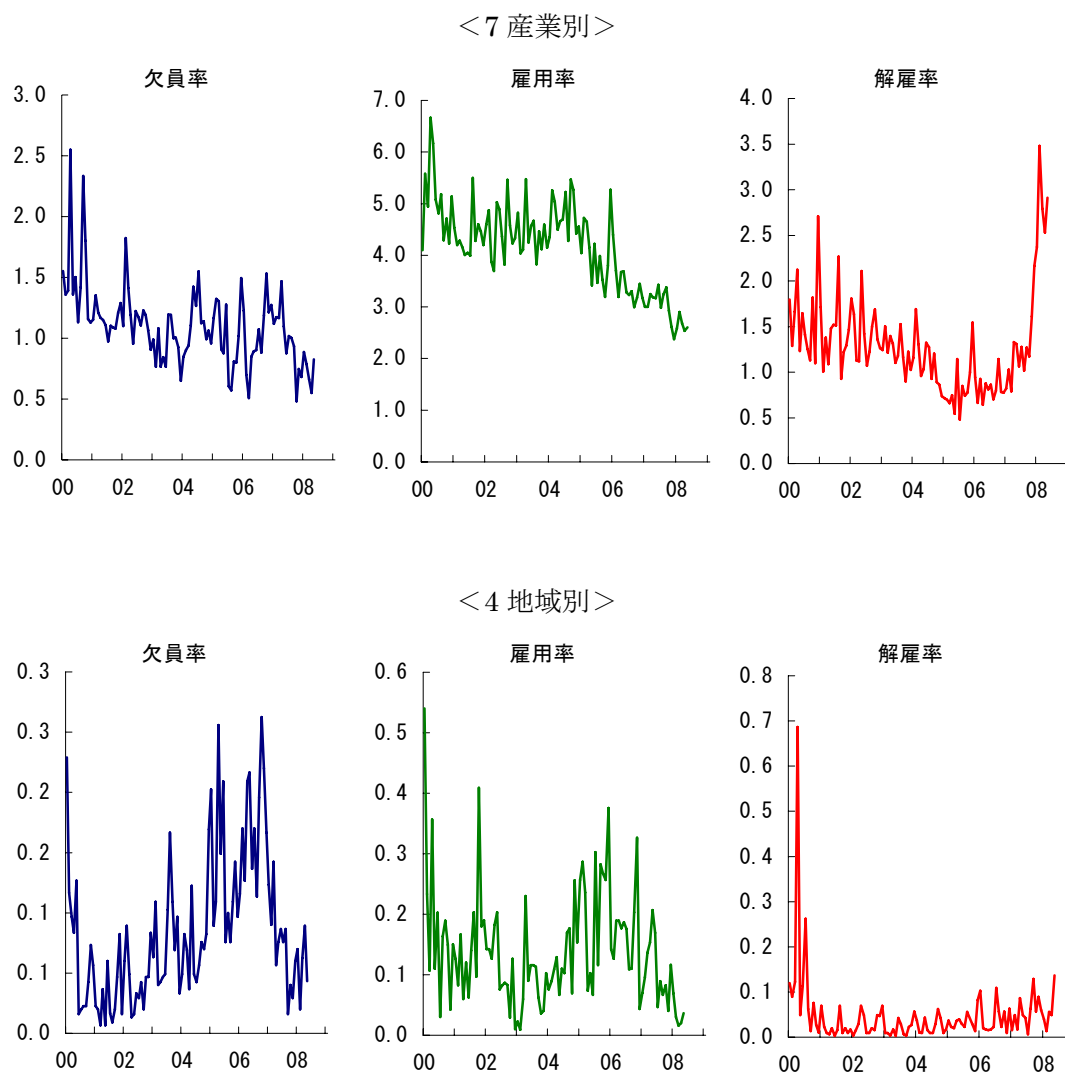
図表 24 都市統計圏別失業率の分散



(注) 372都市圏別失業率の分散。2009年は1-5月の平均。  
(資料) 米国労働省、みずほ総合研究所

一方、欠員率や雇用率、解雇率という点からも産業別・地域別の雇用情勢のばらつきを確認することができるが、必ずしも一樣の結果を得ることはできない(図表 25)。例えば、産業別解雇率については統計が得られる 2000 年以降で最も分散が大きくなっているが、地域別ではむしろ 2000 年ごろの方が著しい分散の高まりがみられ、上述した都市圏別失業率の動きとは整合的ではない。さらに、欠員率や雇用率については足元にかけて産業別にせよ、地域別にせよ分散が小さくなっており、部門間再配置ショックの縮小を示唆する動きと言える。

図表 25 産業別・地域別雇用情勢のばらつき



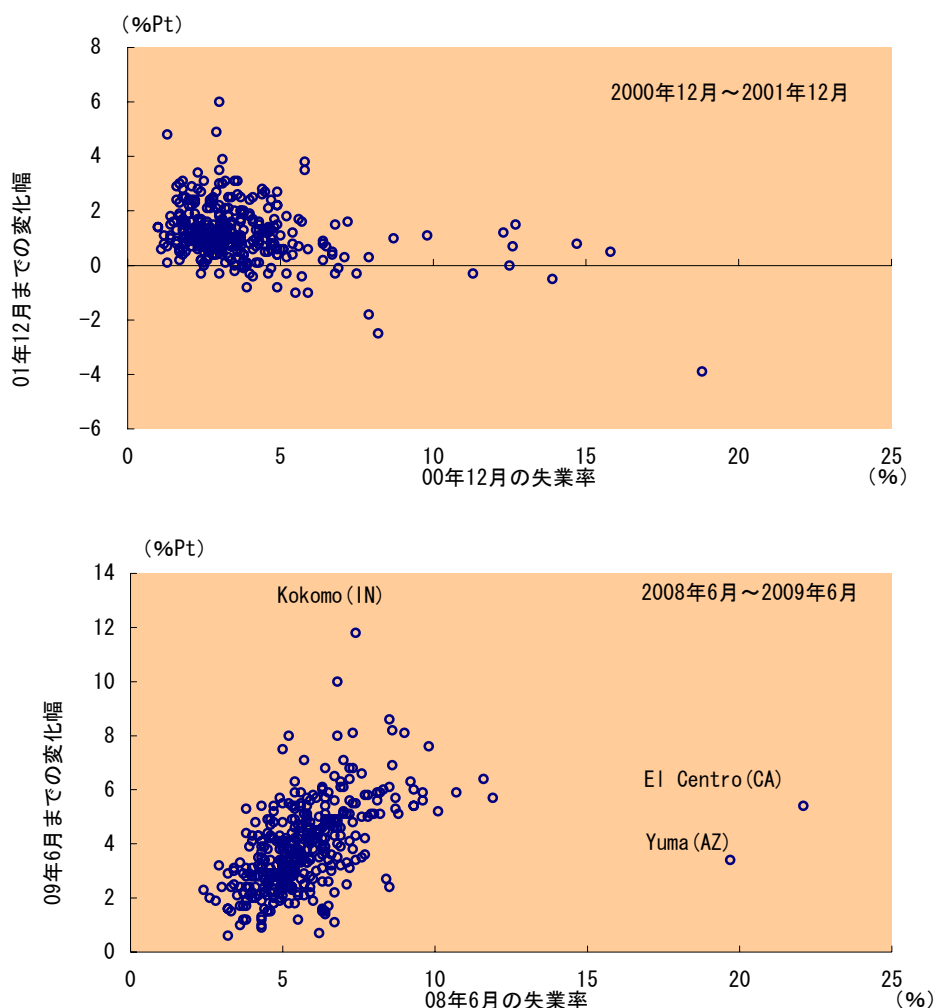
(注) 産業別、地域別の各指標の分散。  
 7産業：建設業、製造業、商業・運輸業・公益業、専門・企業サービス業、教育・医療サービス業、余暇サービス業、政府。  
 4地域：北東部、南部、中西部、西部。  
 (資料) 米国労働省、みずほ総合研究所。

### (3) 部門間再配置ショックと金融危機

今回の景気悪化に伴い、総需要ショックとともに部門間再配置ショックという点からも極めて大きなショックが発生している可能性がある。一部の指標は部門間再配置ショックの増大という結果と整合的ではない結果が得られており、さらなるデータの蓄積や検証が必要であるが、本節では「部門間再配置ショックが生じているとすればそれはなぜか」という問いを考えてみたい。結論を先に述べれば、今回の景気悪化が未曾有の金融危機を伴っていることがその理由の一つとなるのではないかとと思われる。

改めて都市圏別失業率の変化に注目してみると、カリフォルニア州サンディエゴ市の東部に位置するエル・セントロや、アリゾナ州のメキシコ国境に位置するユマを除けば、1年前に失業率が高かった都市圏ほど、その後の失業率の上昇率は高く、景気悪化の中で地域間の経済格差が広がってきたことが分かる（図表 26）。これに対して 01 年の景気後退局面には、経済格差の広がりという傾向はみられない。むしろ 2000 年に失業率が高かった地域ほど、その後の 1 年間で失業率が低下する傾向が確認できる。これは失業率の収斂、すなわち 01 年の景気後退局面では地域間の雇用情勢が平準化したことを示している。本稿で計測した部門間再配置ショックが 01 年前後でさほど大きくなっていないことを踏まえれば、労働市場の効率性が保たれた結果と考えることができる。

図表 26 都市圏別失業率の変化



(注) 非季節調整値。CA=カリフォルニア、AZ=アリゾナ、IN=インディアナ。  
 (資料) 米国労働省



今回、80年以降確認されることがないほど大幅な部門間再配置ショックが生じ（もしそれが正しいとすれば）、労働市場の効率性が低下した一つの理由は、今回の景気悪化が深刻な金融危機を伴ったためではないかと考えられる。

そもそも金融とは、黒字主体（貸し手）から赤字主体（借り手）への資金移転を指し、直接金融や間接金融という形で資金移転が行われる。よく知られているように、こうした金融取引には「情報の非対称性」という問題<sup>17</sup>が付きまとい、その問題によって効率的な資金移転、ひいては資源配分の効率性が損なわれることになる。情報の非対称性という問題を回避する仕組みとして、借り手に関する適切な情報開示や会計監査、銀行を中心とする金融仲介機関や格付け機関の存在、政府による監督・規制といったものが存在し、円滑な金融取引を可能にし、資源配分の効率性を高める工夫がなされている。例えば、金融仲介機関が存在することによって取引費用の軽減が期待できるほか、証券化スキームはそうした金融仲介機関を介しないことで一段の費用軽減をもたらすものであったと考えられる。すなわち、金融機関が預金等の間接証券を発行し信用を供与する場合と比べ、証券化スキームでは間接証券の発行を伴わない分だけ情報の非対称性にかかる費用が軽減される。また個々の借り手の能力や行動ではなく、集計されたキャッシュフローを監視する方が金融取引費用を節約することができる（遠藤（1999））。

繰り返しになるが、円滑な金融取引が実現して始めて経済全体としての資源配分も効率的に行われる。地域間経済格差の平準化という観点でも、円滑な金融取引の存在が重要な鍵を握るであろう。地域間で金融のアクセシビリティが異なれば、それだけ地域間経済格差は広がってしまう。米国では州を跨ぐ銀行業務が認められておらず、70年代から徐々に州法改正というアプローチによって自由化が進み、94年リーグル＝ニール法（州際銀行業務効率化法）によって州際業務の自由化が完成した。こうした法規制の改革は、地域間による金融のアクセシビリティ格差をなくし、ひいては経済格差を縮小させる方向に働いたとみられる。

金融危機の発生は、こうした金融がもたらす資源配分の効率性や経済活動の平準化という機能を大きく損なうものとなった。短期金融市場を中心として、民間の金融仲介システムが機能不全となることで、これまで覆い隠されてきた地域間や産業間、あるいは企業間の格差が露呈したとみられる。社債市場におけるリスクプレッドの拡大などはその表れである。こうした結果、弱い地域は一段と疲弊し、地域間の経済格差が拡大することにな

---

<sup>17</sup> 前多(2001)によれば、情報の非対称性には①借り手の質が貸し手に分からない(事前情報の非対称性)、②借り手が選んだプロジェクトのタイプが貸し手に分からない(期中情報の非対称性)、③投資の最終的収益が借り手にしか分からない(事後情報の非対称性)の3種類がある。①は逆選択の問題を引き起こし、②はモラルハザードを惹起する。なお、金融取引は契約の不完備性という問題もある。将来起こりうるすべての場合について、契約内容が細かく記述されていない契約を不完備契約と呼び、その結果、契約を締結した後で、状況に応じて新しい契約を締結する等の再交渉の可能性が生まれる。再交渉の容易さは、契約内容に影響を与えるだけでなく、その結果実現する資源配分の姿にも影響を与えると考えられる。

ったと考えられるのである。

## 4. 米国家計のバランスシート

### (1) Survey of Consumer Finance

経済・金融危機発生以前における米国家計の貯蓄目的やバランスシートは、一体どのような状態であったか。本節ではマイクロ・データに基づく連邦準備制度理事会（FRB）の Survey of Consumer Finance を元に、注目すべきポイントに絞って確認する<sup>18</sup>。

#### <貯蓄行動><sup>19</sup>

家計の貯蓄行動をみると、「定期的に貯蓄を行っている」家計は 42.2%、「消費して残ったお金（"left over"）を年末に貯蓄する」という家計は 35.7%である（07 年。特段の断りが無い限り以下同じ）。これに対し、「所得額と消費額がほぼ同じ」で貯蓄に回すお金が残らない家計が 16.1%いるほか、「たいていの場合、消費が所得を上回る」家計が 6.0%ほどいる。FRB によれば、過去の調査と比べ、こうした貯蓄行動に大きな変化はみられない。

#### <貯蓄目的>

貯蓄を行う最大の目的は「退職後への備え」（33.9%）、次いで「流動性」（32.0%）である（図表 27）。「流動性」には、失業・疾病などへの備えや、いつでも使えるお金を持っておくという理由が含まれ、いわゆる「予備的貯蓄（precautionary saving）」の存在を示唆している。

98 年以降、「退職後への備え」と「流動性」の二つの目的は米国の消費者にとって常に主要な貯蓄目的であり、特に「退職後への備え」が占める比重が高まっている。なお、緊急時に備えた「予備的貯蓄」の必要額を尋ねると、平均 5 千ドル、通常得られる所得に占める比率は 9.2%（共に中央値）である。

このほか、貯蓄目的として「買い物」が 10.0%を占めるほか、「教育」や「家族のため」がそれぞれ 8.4%、5.5%となっている。「住宅購入」は 4.2%である。

---

<sup>18</sup> 以下は、Bucks et al (2006) に基づく。

<sup>19</sup> SCF における貯蓄に関する質問にはいくつかの注意点がある。第一に、SCF の質問では貯蓄の実額を尋ねているわけではない。余った分を貯蓄すると答えた家計では、その貯蓄額が相対的に小さいかも知れない。一方、所得以上に消費するという家計では、消費超過額が相対的に大きいかも知れない。その場合、後者の比率が小さくとも、貯蓄額を足し合わせると GDP 統計が示すように貯蓄率は低位、もしくはマイナスになり得る。第二に、SCF では、所得の中に家計による確定給付年金に対する家計の拠出額や現実化したキャピタルゲインを含む。これに対し、GDP 統計上の所得は、確定給付年金に対する事業者の拠出額を所得に加える一方で、家計の拠出額は加えない。またキャピタルゲインは現実化したかどうかを問わず、所得には含まない。（Bucks et al (2009)）

図表 27 貯蓄目的

	(%)			
	1998	2001	2004	2007
教育	11.0	10.9	11.6	8.4
家族のため	4.1	5.1	4.7	5.5
住宅購入	4.4	4.2	5.0	4.2
買い物	9.7	9.5	7.7	10.0
退職への備え	33.0	32.1	34.7	33.9
流動性として	29.8	31.2	30.0	32.0
投資目的	2.0	1.0	1.5	1.6
特定の目的なし	1.3	1.1	0.7	1.1
貯蓄なし	4.9	4.9	4.0	3.3

(資料) FRB

<純資産>

家計が保有する実質純資産額は 04 年から 07 年の間に 17.7% (中央値の比較) 増加している。年齢階層別にみると、実質純資産額の年齢階層別分布は退職年齢期 (55-64 歳) をピークとする「こぶ型」で、ライフサイクル・モデルに基づく貯蓄行動を反映しているほか、実質賃金上昇率の長期変動による影響 (実質賃金上昇率が高い期間に長く働いていた世代ほど資産形成を容易に進めることができること) も受けているとみられる (図表 28)。

なお、FRB の推計では、2007 年以降の住宅価格や株価の下落を踏まえると、実質純資産額は 08 年 10 月までの間に 17.8% 目減りしたようだ。

図表 28 家計の保有純資産額 (世帯主の年齢階層別)

	(千ドル)			
	1998	2001	2004	2007
35歳未満	11.6	13.7	15.6	11.8
35~44歳	80.8	90.7	76.2	86.6
45~54歳	134.5	155.4	158.9	182.5
55~64歳	162.8	216.8	273.1	253.7
65~74歳	186.5	207.9	208.8	239.4
75歳以上	159.9	181.6	179.1	213.5

(注) 2007年価格。中央値。

(資料) FRB

<株式及び住宅資産>

家計のうち何らかの資産を持つ割合は 97.7% である (図表 29)。この場合の資産には、株式等の金融資産のほか、非金融資産として居住用やその他の住宅、自動車、非居住用不

動産や事業の持分株式等が含まれる。

家計のうち、直接もしくは年金等を通じて間接的に株式を保有している割合は 51.1%に達し、保有金融資産に対する株式の割合は 53.3%と過半を占める。なお保有資産全体に占める金融資産の割合は 33.9%であるから、直接・間接的な保有株式が全保有資産に占める割合はおよそ 18%と推定される。一方、住宅資産が保有資産全体に占める割合は 31.8%である。

図表 29 家計の保有資産動向（世帯主の年齢階層別）

	(千ドル、%)					
	資産計 (保有率)	金融資産 (保有率)	うち株式 (保有率)	非金融資産 (保有率)	うち住宅 (保有率)	
全体	221.5 (97.7)	28.8 (93.9)	35.0 (51.1)	177.4 (92.0)	200.0 (68.6)	
35歳未満	38.8 (89.2)	1.7 (89.2)	7.0 (38.6)	30.9 (73.4)	175.0 (40.7)	
35～44歳	222.3 (93.1)	7.0 (93.1)	26.0 (53.5)	182.6 (91.2)	205.0 (66.1)	
45～54歳	306.0 (93.3)	18.6 (93.3)	45.0 (60.4)	224.9 (97.2)	230.0 (77.3)	
55～64歳	347.0 (97.8)	58.3 (97.8)	78.0 (58.9)	233.1 (98.5)	210.0 (81.0)	
65～74歳	303.0 (96.1)	129.9 (96.1)	57.0 (52.1)	212.2 (99.6)	200.0 (85.5)	
75歳以上	219.3 (97.4)	404.5 (97.4)	41.0 (40.1)	157.1 (99.7)	150.0 (77.0)	

(注) 2007年。金額は中央値。株式は直接保有のほか、投資ファンド等を通じた間接保有を含む。住宅は「居住用」のみ。

(資料) FRB

#### <未実現キャピタルゲイン>

未実現キャピタルゲインを持つ家計について、未実現キャピタルゲインがその保有資産全体に占める比率をみると、不動産関連が 18.9%、事業持分が 14.2%、金融資産が 2.6%となっている（図表 30）。

図表 30 未実現のキャピタルゲイン

世帯主の年齢階層別	所得階層別			
	(%)			
	不動産	事業持分	金融資産	資産計
35歳未満	12.6	14.6	1.0	28.2
35～44歳	16.2	12.3	0.4	28.9
45～54歳	18.3	15.5	2.1	36.0
55～64歳	17.4	15.4	3.2	36.0
65～74歳	20.6	13.8	4.0	38.4
75歳以上	28.4	11.0	4.0	43.5
発生割合	69.0	11.5	21.7	72.4
金額(千ドル)	69.0	11.5	21.7	72.4

(注) 2007年。未実現キャピタルゲインを持つ家計における全資産に占める未実現キャピタルゲインの割合。

発生割合は各資産を持つ家計の中で未実現キャピタルゲインを持つ家計の割合。金額は中央値。

(資料) FRB

特に不動産について未実現キャピタルゲインが発生している家計の割合は 69.0%に達する。不動産の未実現キャピタルゲインは、所得階層が低いほど保有資産に占める割合が大きく、低所得層が住宅ブームに乗って住宅所有を進め、未実現のキャピタルゲインに沸いていた可能性が示唆される。

#### <レバレッジ比率>

家計全体でみた場合の負債／資産比率（レバレッジ比率）は 14.9%<sup>20</sup>で、所得階層や年齢階層等によってその分布は大きく異なっている（図表 31）。年齢階層別では若年層が最も高く、年齢が高まるにつれてレバレッジ比率が低下しており、ライフサイクル・モデルと適合的なパターンである。一方、所得階層別のレバレッジ比率は中間所得層で最も高く、所得分布の両端が低い「こぶ型」である。

図表 31 レバレッジ比率

世帯主の年齢階層別	レバレッジ比率 (%)				所得階層別	レバレッジ比率 (%)			
	1998	2001	2004	2007		1998	2001	2004	2007
家計全体	14.2	12.1	15.0	14.9					
35歳未満	36.6	33.5	46.4	44.3	下位20%未満	12.7	13.5	15.1	13.5
35～44歳	25.1	22.6	26.0	28.3	20-39.9%	14.4	14.5	19.4	18.5
45～54歳	15.7	13.5	17.3	16.3	40-59.9%	20.6	19.2	23.2	24.3
55～64歳	9.0	7.2	9.3	10.3	60-79.9%	23.1	18.0	21.7	25.3
65～74歳	4.7	4.2	5.2	6.5	80-89.9%	20.1	18.1	22.8	23.4
75歳以上	2.2	1.8	4.0	2.2	90-100%	8.9	7.4	9.2	8.4

(注) レバレッジ比率=各階層における全負債額を全資産額で除した比率。

(資料) FRB

#### <住宅担保ローン>

住宅担保ローン額（中央値）は 04 年から 07 年の間に 2.6%増加した。しかし、住宅価格の上昇によって、住宅担保ローンを抱える家計の純資産額はむしろ増加している。住宅純資産額（中央値）は 04 年 76,900 ドルから 07 年 91,000 ドルへと 18.3%増加した。また住宅担保ローンを抱えている家計における住宅資産額に対する住宅担保ローンの比率は 07 年 53.3%で、04 年と比べて 2.7 ポイント低下した。

一方、07 年の調査時点ですでに 1%の家計において、住宅資産額が住宅担保ローン額を下回る「ネガティブ・エクイティ」（もしくはアンダーウォーター）に陥っている。また、08 年 10 月時点で、住宅担保ローンを抱えている家計の住宅純資産額（中央値）は 71,600

<sup>20</sup> なおマクロの資産・負債状況を示した Flow of Funds によれば、家計部門のレバレッジ比率は 98 年 14.3%、01 年 16.1%、04 年 17.5%、07 年 18.6%（各年末）。

ドルに減少し、住宅資産額に対する住宅担保ローンの比率は 58.5%に上昇しているとみられる。

低金利、住宅価格の上昇、住宅ローンの貸付慣行の変化、住宅ローン金利の免税措置等によって、住宅の純資産を担保に借入を行う家計が増えている。第一抵当住宅ローンを抱える家計の比率は 2004 年から 2007 年の間に 0.9 ポイント増加し 66.1%を占めるが、第二抵当ローンを抱える家計の比率は 2.4 ポイント増加し 8.5%となった（図表 32）。

さらに住宅純資産（ホームエクイティ）を担保とする HELOC（ホームエクイティ・ライン・オブ・クレジット）を持つ家計は 0.6 ポイント増加し 18.4%となり、実際に活用している（借入残高を持つ）家計の割合は 12.4%である。HELOC の借入額（中央値）は 24,000 ドルである。同様に、住宅ローンの借り換え時に「借り増し」を行った家計では、その借り増し額（中央値）が 28,900 ドルに上った。ホームエクイティの引き出しに当たる借り入れを行う目的では「住宅の修繕」が最も多く、借入残高に占める比率が 39.8%である。

図表 32 住宅担保借入の状況

	1998	2001	2004	2007	(%) 金額 シェア
第一抵当住宅ローン	62.2	62.6	65.2	66.1	91.4
住宅購入用	36.8	35.8	28.2	30.4	
借り換え：含み資産の引き出し(借り増し)	9.8	9.7	12.9	14.3	
：引き出しせず	15.6	17.1	24	21.5	
第二抵当住宅ローン	9.4	8.5	6.1	8.5	4.0
住宅購入用	1	1.3	1.5	2.1	
他の目的	8.5	7.2	4.7	6.4	
ホームエクイティ・ライン・オブ・クレジット	10.6	11.2	17.8	18.4	4.6
借入残高がある	6.7	7.1	12.4	12.4	

(注) 当該負債を保有する家計の比率。

住宅ローンの「借り換え」とは初めて住宅ローンを借り入れてから調査時点までの間に借り換えを行ったことがある家計の割合。借り換えの内訳は最も調査時点に近い借り換えに関するもの。

金額シェアは2007年における住宅担保借入残高に占める各借入の割合。

(資料) FRB

#### <借入先金融機関>

全家計の負債を対象として、金額ベースの借入先金融機関の動向をみたものが図表 33 である。借入先金融機関として最もシェアが大きいのは住宅ローン又は不動産ローン専門金融機関であり、商業銀行がそれに続いている。連邦政府による金融規制・監督の対象とならない住宅ローン等専門金融機関が 98 年以降貸し出しシェアを高め、07 年には 4 割を占めるに至っており、杜撰な貸出に端を発したサブプライム問題が生成・膨張していく背景をうかがい知ることができる。

なお、過去 10 年にわたる金融規制上の変化や金融機関の統合、あるいは持ち株会社傘下

の多様かつ重複する金融サービスの提供の広がり等を背景に、借入先金融機関の分類については厳密ではない可能性に注意が必要である。また、ローンの売買によって、借入当初の金融機関と調査時点において当該債権を保有する金融機関が異なっている場合が多い。実際、07年調査によれば、第一抵当住宅ローン（居住用）のうち、件数ベースで39.5%、残高ベースで40.3%が借入当初とは異なる金融機関によって保有されている。

図表 33 借入先金融機関

	(%)			
	1998	2001	2004	2007
商業銀行	32.8	34.1	35.1	37.3
スリフト	9.7	6.1	7.3	4.2
信用組合	4.3	5.5	3.6	4.2
ファイナンス又はローン・カンパニー	4.1	4.3	4.1	3.4
ブローカー	3.8	3.1	2.5	1.6
住宅ローン又は不動産ローン専業	35.6	38.0	39.4	41.6
個人	3.3	2.0	1.7	1.4
他の非金融機関等	1.3	1.4	2.0	2.0
政府	0.6	1.1	0.7	0.4
クレジット・カード会社	3.9	3.7	3.0	3.6
年金	0.4	0.3	0.3	0.2
その他	0.3	0.5	0.2	0.2

(注) スリフト＝貯蓄・貸付組合もしくは貯蓄銀行。  
 全家計の債務を対象とした金額ベースの割合。

(資料) FRB

#### <返済負担>

債務返済負担のない家計を含む家計全体の債務返済比率（元利払い÷所得）は14.5%である<sup>21</sup>。債務返済負担のある家計に限った場合、債務返済比率は18.0%となり、住宅ローンを抱える家計の場合には20.5%を占めている。

債務返済比率が40%を超える家計の割合は14.7%に達し、04年と比べて2.5ポイント増加した。いずれの所得階層でもこうした家計の割合は増加しているが、特に第4・六分位と第5・六分位の増加幅は5.6ポイント、5.7ポイントと顕著であり（割合はそれぞれ12.7%、8.1%）、中間層の中でもやや所得の高い層で過剰な債務負担を抱えている家計の割合が増加している。

さらに住宅ローンを抱える家計に限った場合、債務返済比率が40%を超える割合は20.1%にも達し、2004年と比べて3ポイント増加した。

家計全体では、3か月分の債務返済額に等しい金額の決済口座残高を保有している割合は

<sup>21</sup> マクロ的に見た場合の債務返済比率は07年で19.3%である（後述）。

57.7%にのぼるが、債務返済比率が40%を超える家計の場合、その割合は25.9%とほぼ半減する。債務返済比率が高い家計が、所得の変動に対して脆弱なことがうかがえる結果である。

図表 34 債務返済負担

	債務を抱える家計の債務返済負担割合(中央値)				債務返済負担が4割超の家計の割合			
	1998	2001	2004	2007	1998	2001	2004	2007
全体	17.9	16.7	18	18.6	13.6	11.8	12.2	14.7
下位20%未満	18.6	19.2	19.7	19.0	29.8	29.3	26.8	26.9
20-39.9%	17.5	16.7	17.4	17.0	18.3	16.6	18.5	19.5
40-59.9%	19.4	17.6	19.5	20.3	15.9	12.3	13.7	14.5
60-79.9%	19.5	18.1	20.6	21.9	9.8	6.5	7.1	12.7
80-89.9%	17.8	17.2	18.1	19.3	3.5	3.5	2.4	8.1
90-100%	13.7	11.2	12.7	12.5	2.8	2.0	1.8	3.8
35歳未満	16.9	17.7	18.0	17.5	12.9	12.0	12.8	15.1
35~44歳	20.0	17.8	20.6	20.3	12.5	10.1	12.5	12.7
45~54歳	17.9	17.4	18.4	19.3	12.8	11.6	13.1	16.0
55~64歳	17.6	14.3	15.7	17.5	14.0	12.3	10.2	14.5
65~74歳	13.2	16.0	15.6	17.9	18.1	14.7	11.6	15.6
75歳以上	8.1	8.0	12.8	13.0	21.4	14.6	10.7	13.9

(注) 債務返済負担割合=債務返済額(金利や元本)が所得に占める割合。

(資料) FRB

## (2) 保有資産動向

次に、FRBのFlow of Fundsによって集計値としての家計のバランスシート状態を把握すると、株価と住宅価格の下落によって、1年間の名目GDPに匹敵するほどの大幅な資産の目減りに直面している。

まず家計の保有資産残高は、09年3月末時点で64.5兆ドルとなり、ピークの07年9月末と比べると13.8兆ドル目減りした(図表35)。目減り額はほぼ09年1~3月期の名目GDPに匹敵する大きさである。09年3月末の資産内訳をみると、住宅資産が17.9兆ドル、金融資産が40.3兆ドル等となっており、ピーク対比では住宅資産が4.0兆ドル(ただし比較時点は06年末)、金融資産が10.0兆ドル(同07年9月末)ほど減少した。

こうした資産の目減りのほとんどは、住宅価格と株価下落による影響を受けたものである。例外は08年10~12月期と09年1~3月期であり、この時期、家計は金融資産のネットの売り手となったことも資産の減少要因となった。

S&P500指数(1941-43=10。月中平均)でみると、株価は07年10月のピーク(1539.66)から09年3月(757.13)まで51%低下した。一方、S&P/ケース=シラー指数(10都市圏平均)でみると、住宅価格は06年5月のピーク(226.17)から09年3月(152.81)ま

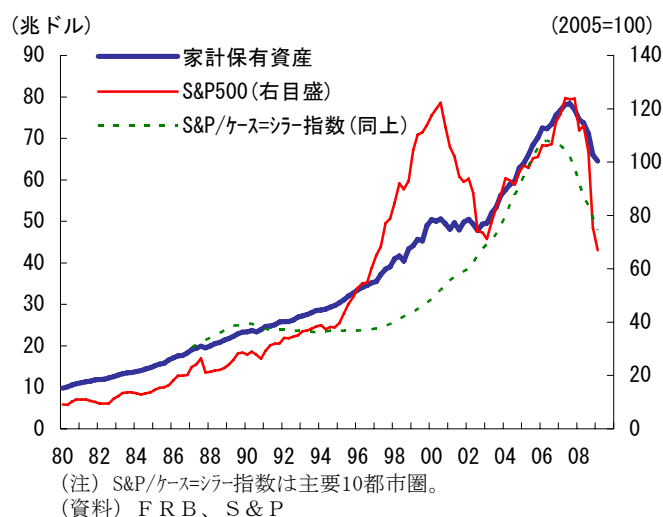


で32%低下した。

こうした落ち込みを1929年に始まる大恐慌期と比べてみよう。当時、株価指数は29年9月(31.3)から32年6月(4.77)まで85%下落した。現下の株価の下落率は、大恐慌ほどではないことになる。

一方、当時の住宅価格の動向に関する3つの研究<sup>22</sup>に基づけば、29年から34年までの5年間でほぼ2割下落したことが分かっている。統計の制約によって直接比較は困難だが、住宅価格に関する限り、今回の価格下落は大恐慌期を上回っており、“建国以来の資産デフレ”に見舞われているとも言える。

図表 35 家計保有資産と株価・住宅価格の推移



### (3) 債務と負担

一方、家計が抱える債務は、可処分所得対比でここ数年の間に急増しており、債務返済負担割合も高まっている。

家計の債務残高<sup>23</sup>は09年3月末時点で13.7兆ドルにのぼる。08年10~12月期と09年1~3月期を合わせて1,588億ドル減少したが、それでも可処分所得の1.28倍(09年3月末)とこれまでで最も高い水準にある(図表36)。金融技術の発達やインフレ・金利の安定等によって、家計が管理可能な債務の規模は長い間にわたって徐々に大きくなっている

<sup>22</sup> Greber, Leo, David M. Blank, and Louis Winnick, *Capital Formation in Residential Real Estate* (Princeton University Press, 1956); Ernest M. Fisher, *Urban Real Estate Markets: Characteristics and Financing* (NBER, 1951); Shiller, Robert J., *Irrational Exuberance*, 2<sup>nd</sup> Edition (Princeton University Press, 2005; 最新データは以下のアドレスから入手可能 <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data/Fig2-1.xls>)

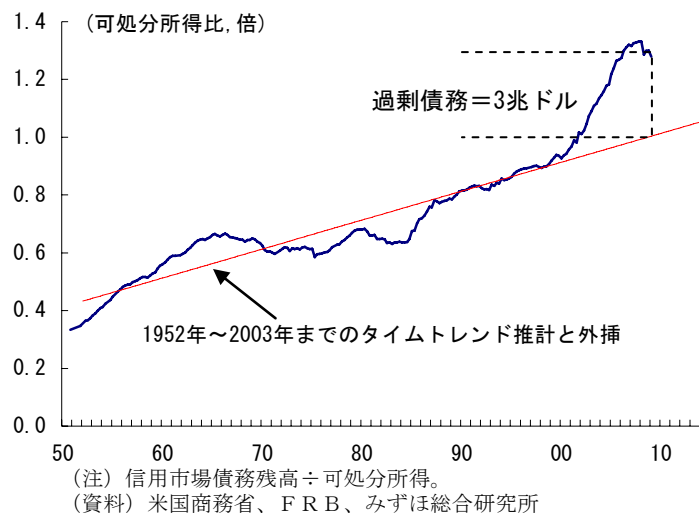
<sup>23</sup> ここでは負債(Debt)ではなく、その内訳項目である信用市場債務(credit market instruments)の数字を用いた。信用市場債務は負債の97%(09年3月末)を占める。

とみられるが、仮に 03 年までのタイムトレンドをその代理指標とみなした場合、家計は 3 兆ドル程度の過剰債務を抱えている可能性が指摘できる。

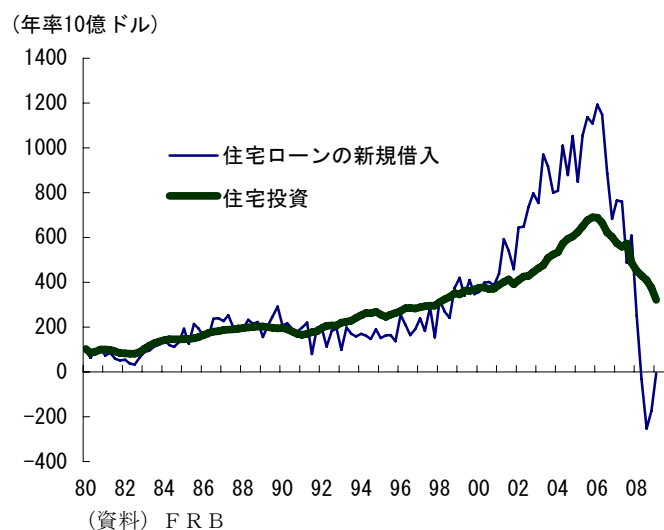
こうした過剰債務の中身は住宅ローンである。住宅ローンを除く債務残高の対可処分所得比率は 0.3 倍（09 年 3 月末）に過ぎず、現在に至るまで極めて緩やかに上昇しているに過ぎない。

よく知られているように、米国では新規の住宅投資を大幅に上回る住宅ローンの借入が 2000 年代を通じて行われてきた（図表 37）。住宅価格の上昇に伴って膨らんだ含み資産を担保に、住宅投資とは関係の薄いホームエクイティ・ローンやホームエクイティ・ライン・オブ・クレジットが大量に提供されてきた。当初こそ、高金利のクレジット・カード債務等を低金利の住宅ローンに統合することで返済負担を軽減する「財務リストラ」として前向きに評価された。

図表 36 家計の借入残高



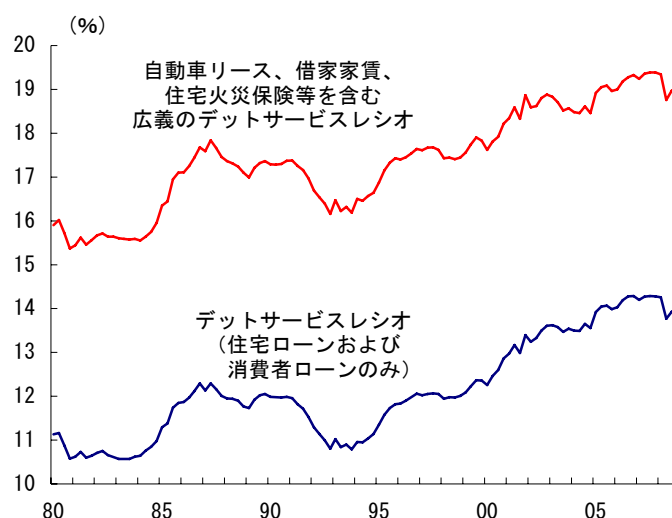
図表 37 住宅投資と住宅ローン



しかし、債務返済額が可処分所得に占める割合はむしろ高まっており、リース等を含めた金融債務の場合、19.0%（08年10～12月期）に達している。ピーク（07年7～9月期及び同年10～12月期の19.4%）と比べて小幅改善しているが、統計を遡ることができる80年以降でみれば最も高い水準にある（図表38）。

結局のところ、住宅ローンを使った債務リストラの影響は観察されず、家計全体でみれば異常な借入ブームが発生したに過ぎなかったと言えよう。

図表 38 債務返済負担割合



(注) 金融債務元利払いの可処分所得に対する比率。  
(資料) FRB

## 5. 資産効果と貯蓄率

### (1) 貯蓄率の現状と変動要因

厳しい雇用情勢とバランスシート問題（資産の目減りと過剰債務）に直面している米国家計は、消費を大幅に抑制している。減税等による一時的な所得増の影響も含め、貯蓄率は足元で急上昇しており、90年代半ば以来の高水準となっている。

米国における個人貯蓄率の推移を長期的に見た場合、およそ80年代半ばを境に二つの局面に分けることができる（図表39、点線を参照）<sup>24</sup>。80年代半ばまでの貯蓄率は長期にわたって緩やかに上昇してきた。しかしそれ以降、貯蓄率はほぼ一貫して低下するようになった。

こうした貯蓄率の変動をもたらす要因は、株価や住宅などの資産価格、長期金利、あるいは雇用見通しの変化であることが指摘されている（Lansing（2005）、Shiller(2004)、

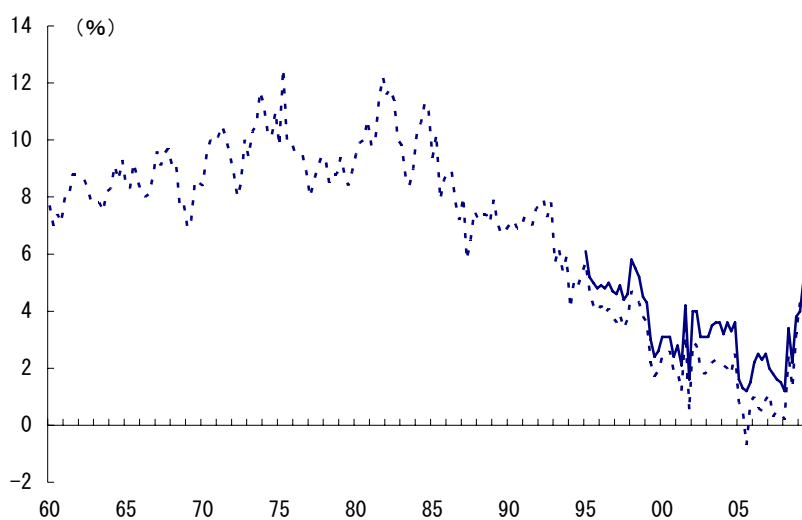
<sup>24</sup> 09年7月に行われたGDP統計の包括的改訂によって、個人貯蓄率は95年までしか遡れない。そのため、本節の一部では改訂前の旧系列を用いて長期的な推移を説明した。

Carroll et al(2006)等)。代表的な消費理論であるライフサイクル・恒常所得仮説に立てば、各期の消費は現在の保有資産や将来期待される所得の変化によって影響を受ける。消費者は、保有資産の価格が上昇し、あるいは期待所得の高まりが予想されれば、その分だけ現在の消費水準を高めると考えられる。労働から得ている所得を所与とすれば、資産価格や期待所得の高まりによって消費が増えた分だけ、貯蓄が減り、貯蓄率は低下しよう。先行き不安といった要因、所謂不確実性を考慮した場合には、不確実性が高まるほど、現在の消費水準を抑制し、貯蓄が増えるという行動パターンを考えることができる。長期金利が貯蓄率の有力な変動要因になるとう見方もある。長期金利が貯蓄の収益性指標としてみなされており、長期金利が高いほど貯蓄が増えるという考え方である。

図表 40は貯蓄率の変動要因として有力視されている経済変数と貯蓄率を並べて比較したものである。資産価格の動向を表すものとして、ここでは純金融資産（金融資産から住宅ローン以外の信用市場債務を控除した額）と純住宅資産（住宅資産から住宅ローンを控除した額）の可処分所得比率を用いた。また長期金利は米国債 10 年利回り、期待所得もしくは不確実性を示す指標としては独自に作成した雇用見通し DI を用いた。雇用見通し DI は、カンファレンスボードの調査結果を基にしており、半年先について「雇用が増える」と回答した割合から「雇用が減る」と回答した割合を控除した系列であり、DI の水準が高いほど見通しが明るく、不確実性の減少もしくは期待所得の高まりを意味すると考えることができる。

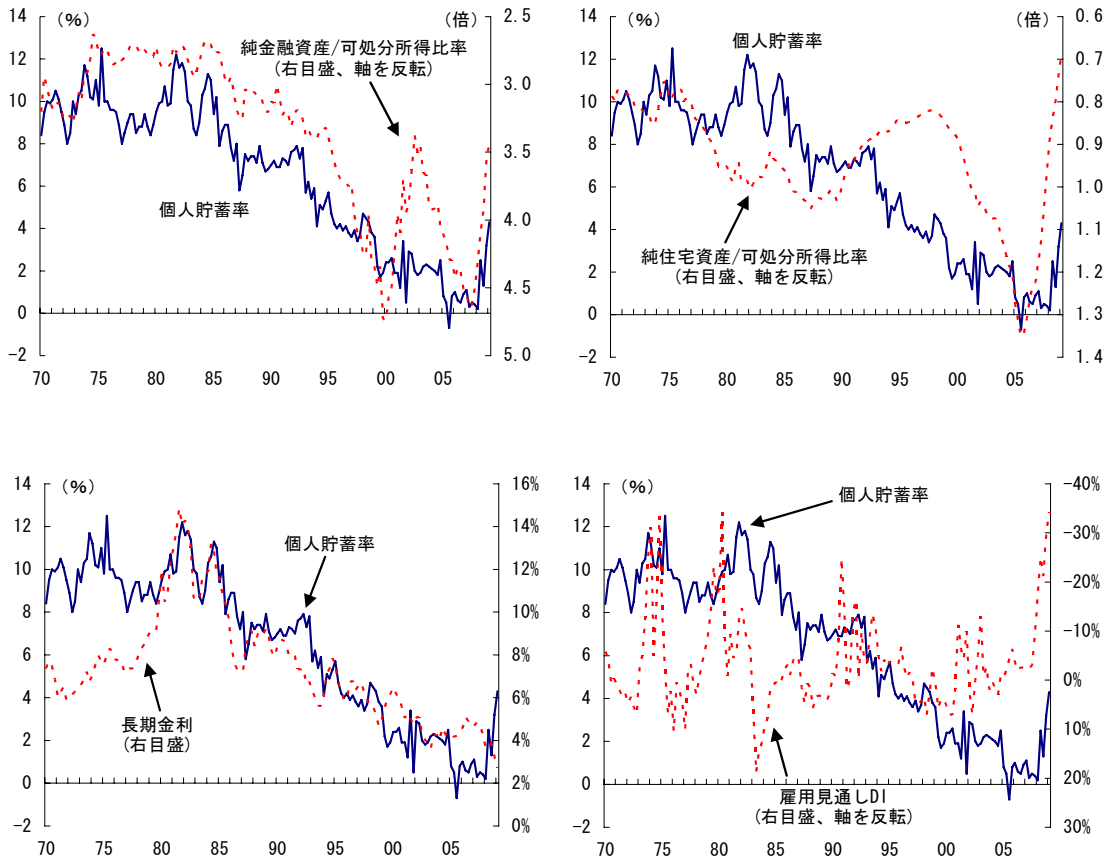
雇用見通し DI による貯蓄率への影響は一見するだけでは確認し難いが、他の経済変数については上述した関係を確認することができる。

図表 39 貯蓄率の長期推移



(注) 実線は09年7月改定後の現系列。点線は改訂前の系列。  
 (資料) 米国商務省

図表 40 個人貯蓄率の変動要因



(注) 個人貯蓄率は旧系列を用いている。

(資料) みずほ総合研究所

## (2) 貯蓄率関数の推計

以下では、資産効果（逆資産効果）に焦点を当てて個人貯蓄率への影響を分析する。まず本節では、個人貯蓄率を被説明変数とし、説明変数に定数項（流動性制約を表す変数）<sup>25</sup>と純資産（または純金融資産と純住宅資産）<sup>26</sup>の対可処分所得比率と、これに長期金利（米国債 10 年利回り）を加えたケースの計 4 通りの貯蓄率関数を OLS 推定する。なお、必要に応じて個人貯蓄率のラグ項を説明変数に加えた。推計結果を図表 41に示す。

<sup>25</sup> 説明変数として一人当たり実質可処分所得の逆数（所得が無くても必要な消費の存在を表す変数）も考慮したが、符号条件（定数項は正值、一人当たり実質可処分所得の逆数は負値）を満たし、かつ統計的に有意である推計結果は得られなかった。

<sup>26</sup> 資産効果については、「純資産」概念ではなく資産と負債に分けた場合の推計を試みたが、債務の対可処分所得比率が負値となる等、意味のある結果が得られなかった。また、説明変数として雇用見通し DI や同様に作成した所得見通し DI を加えた推計も試行したが、同様に有意な結果は得られなかった。これらの結果は本稿では割愛した。

図表 41 貯蓄率関数の推計結果

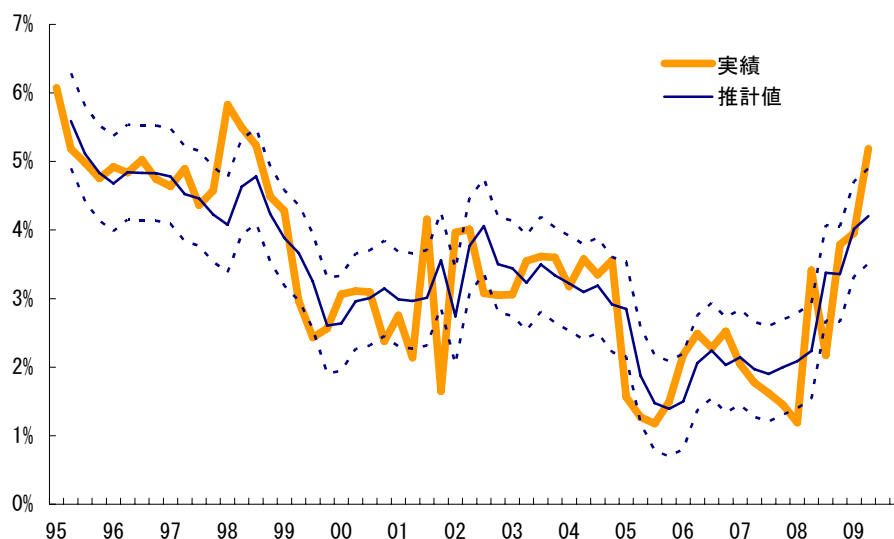
	推計①		推計②		推計③		推計④	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
定数項	0.051	(0.017) ***	0.063	(0.017) ***	0.060	(0.020) ***	0.064	(0.017) ***
純資産	-0.008	(0.003) ***			-0.011	(0.004) ***		
純金融資産			-0.007	(0.003) **			-0.010	(0.004) **
純住宅資産			-0.021	(0.007) *			-0.020	(0.006) ***
長期金利					0.310	(0.138) **	0.259	(0.145) *
ラグ	0.321	(0.153) **	0.533	(0.126) ***	0.434	(0.198) **	0.415	(0.182) **
1期	0.359	(0.211) *	0.533	(0.126) ***	0.434	(0.198) **	0.415	(0.182) **
2期	0.321	(0.153) **						
自由度修正済み 決定係数	0.691		0.682		0.697		0.702	
回帰の標準誤差	0.007		0.007		0.007		0.007	

(注) LM検定により、いずれの推計式においても「最大のラグ+1」次まで誤差項に系列相関なし」との結果を得ている。標準誤差はすべてNewey-West HAC推定値。推計期間は95年1～3月期から09年1～3月期。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表す。

(資料) みずほ総合研究所

図表 42 貯蓄率の実績と推計結果



(注) 推計値は4本の推計式による結果の平均値。点線は同平均値±1標準誤差。

(資料) 米国商務省、みずほ総合研究所

推計結果によれば、まず、いずれも定数項が有意にゼロと異なり、流動性制約の存在が確認できる。ラグ項を考慮して流動性制約の大きさを計測すると、推計①が 0.93、推計②が 0.86、推計③が 0.89、推計④が 0.89 となり、かなり強い流動性制約が存在することが示唆される。

純資産／可処分所得比率の影響については、同比率の変化幅の10分の1程度が貯蓄率の変化（符号はマイナス）となって現れている。純金融資産と純住宅資産に分けた場合、貯蓄率への影響には大きな差異があり、純住宅資産の影響が純金融資産の2倍または3倍に達している。ただしWald検定を適用すると推計②では「両者に差異はない」との帰無仮説を棄却できたが、推計④では棄却できず、両者の差異についての明確な結果は得られなかった。

推計結果を個人貯蓄率の実績と比較してみよう（図表42）。各推計式から求めた推計値の平均値をとってみると実績値の動きをほぼ捉えている。09年4～6月期には、実績値が推計値（外挿値）よりも大きく上ぶれているが、オバマ政権の景気対策の影響によるものではないかと推察される。景気対策によって可処分所得が大幅に伸びたにもかかわらず、その多くが貯蓄に回っているとみられ、個人貯蓄率の旧系列ベースで分析してみると、09年5月時点で1.4%Ptほど個人貯蓄率が減税策等によって押し上げられている。推計値と比べた個人貯蓄率の上ぶれを見てみると、01年7～9月期、08年4～6月期にも急峻な動きが観察される。これらもブッシュ前政権による減税が実施された影響であろう（03年のブッシュ減税による貯蓄率の押し上げは明確には観察できない）。

### (3) 逆資産効果の直接推計

貯蓄率関数の推計結果によれば、足元では推計値と比べて個人貯蓄率が上ぶれているものの、減税策による一時的な変動とみられ、基本的には純資産／可処分所得比率等で表される家計保有資産の変動による影響を受けていることが示された。

本節ではさらに、Carroll（2006）を踏襲し、操作変数を用いた消費関数の推定を行い、資産効果（逆資産効果）による貯蓄率への影響を分析する。Carroll（2006）による消費関数の推定は、次の4つのステップからなる。

<第一段階>

操作変数法（二段階最小二乗法）を用いて消費 $C_t$ の習慣性を表すパラメーター $\chi$ を推計する。

$$(4) \quad \partial C_{t+1} = \gamma + \chi \partial C_t + \xi_{t+1}$$

における $\chi$ の値を推計する。ただし、 $\partial C_t \equiv (C_t - C_{t-1})/C_{t-5}$ である。操作変数は (i) 家計保有資産の1変数、(ii) 家計保有資産、雇用見通しDI、フェデラルファンド金利の3変数、(iii) 家計保有株式資産と他の資産の2変数、(iv) 家計保有株式資産と他の資産と雇用見通しDI、フェデラルファンド金利の4変数、の4通りの組み合わせを考える。このうち資産関連変数については $\partial W_{t-1} \equiv (W_{t-1} - W_{t-2})/C_{t-5}$ とする系列を用いる。

<第二段階>

消費の習慣性パラメーター  $\chi$  の推定結果を用いて次のような資産変数を作成する。

$$(5) \quad \bar{\partial} W_t \equiv (\Delta W_t + \chi \Delta W_{t-1} + \chi^2 \Delta W_{t-2} + \chi^3 \Delta W_{t-3}) / C_{t-4}$$

資産変動の大きさを消費の習慣性を表すパラメーター  $\chi$  をウェイトとして加重平均したものであり、各期における資産変動へのショックが独立であると仮定している。

<第三段階>

上記の新たな資産変数もしくは上述した他の操作変数を用いて、下式を推定し、短期の限界消費性向  $\alpha_1$  を得る。

$$(6) \quad \partial C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{\partial} W_{t-1}$$

<第四段階>

消費の習慣パラメーター  $\chi$  と短期の限界消費性向  $\alpha_1$  より、長期の限界消費性向

$$(7) \quad MPC^{LR} = \frac{\alpha_1}{\chi(1-\chi)}$$

を求める。

以上の方法を用いて資産効果を推計した結果を図表 43に示す。

推計結果によれば、まず消費の習慣性パラメーターはいずれも 0.7 近傍で統計上有意な結果が得られており、既存研究の結果と整合的である。また短期の限界消費性向は純資産全体では 1.4 セント（推計式 1）または 0.5 セント（推計式 2）と推計によってばらつきが大きい。純金融資産と純住宅資産に分けた場合も、純金融資産の資産効果は 1.4 セント（推計式 3）、0.7 セント（推計式 4）に対し、純住宅資産の資産効果は 2.7 セント（推計式 3）、2 セント（推計式 4）の大きさとばらつき、また純住宅資産の資産効果の方が純金融資産の資産効果よりも大きい。もっとも、Wald 検定を適用すると、「純金融資産と純住宅資産の資産効果は同一である」という帰無仮説は棄却できず、両者の資産効果の間には統計的に有意な差異は見出せない。



図表 43 限界消費性向の推定結果

推計式	実質純資産 1 ドルの変化による 翌期の実質消費への影響 (短期限界消費性向、 $\alpha$ )			他の変数		自由度 修正済み 決定係数
	純資産	純金融資産	純住宅資産	雇用見通し DI	FF 金利	
1	0.0140 (0.0021)					0.173
2	0.0045 (0.0022)			0.042 (0.005)	-0.020 (0.012)	0.431
3		0.0138 (0.0027)	0.0268 (0.0104)			0.177
4		0.0074 (0.0027)	0.0200 (0.0097)	0.023 (0.006)	-0.035 (0.014)	0.300

推計式	消費の 慣性パラメーター $\chi$	長期限界消費性向 $MPC^{LR} = \frac{\alpha}{\chi(1-\chi)}$		
		純資産	純金融資産	純住宅資産
1	0.75 (0.20)	0.075		
2	0.72 (0.13)	0.022		
3	0.68 (0.18)		0.063	0.123
4	0.72 (0.13)		0.037	0.098

(注) 推計式は 4 通り、推計手順は本文参照。なお推計に用いた消費と純資産、純金融資産、純住宅資産はすべて実質で一人当たりベース。実質化には個人消費支出デフレーターを利用。雇用見通し DI は本文参照。FF 金利は名目。括弧内は標準誤差。推計期間は 1960 年 1~3 月期から 2009 年 4~6 月期。  
(資料) Carroll (2006) の手法を用いて本稿にて推定

長期限界消費性向をみると、純資産全体の場合には 7.5 セント（推計式 1）、2.2 セント（推計式 2）という結果が得られる。純資産の区別を行う場合、純金融資産の場合には 6.3 セント（推計式 3）、3.7 セント（推計式 4）であるのに対し、住宅資産は 12 セント（推計式 3）、9.8 セント（推計式 4）と大きな資産効果が働いている（なお、すでに述べたように統計的に有意な差異はない）。

これらの結果のうち、推計式 4 の結果を基に資産効果と貯蓄率の関係を具体的に試算したものが図表 44 である。所得の伸びをゼロと仮定し、純住宅資産や純金融資産が 09 年 4~6 月期に追加的に 2 割減少するという極端なケースを考えた場合、貯蓄率には長期的に 3.7% 上昇する圧力が生まれることを示している。

同様に、これまでの累積的な資産効果（逆資産効果）による貯蓄率への影響の推移を見たものが図表 45 である。01 年から 02 年までは住宅資産の資産効果によって貯蓄率は 1% 程度押し下げられたが、株価の低迷による金融資産の逆資産効果が一部相殺する動きが散

見された。しかし株価が持ち直したことによって、03年以降は住宅資産と金融資産の両面から大きな資産効果が働くようになり、05年には貯蓄率を3%超押し下げるほどに拡大した。住宅価格の調整が始まったことで、こうした資産効果は05年以降縮小に転じ、07年にはゼロとなった。07年から08年にかけて逆資産効果が発生し、08年10～12月期には貯蓄率を押し上げる圧力が5%にも達した。

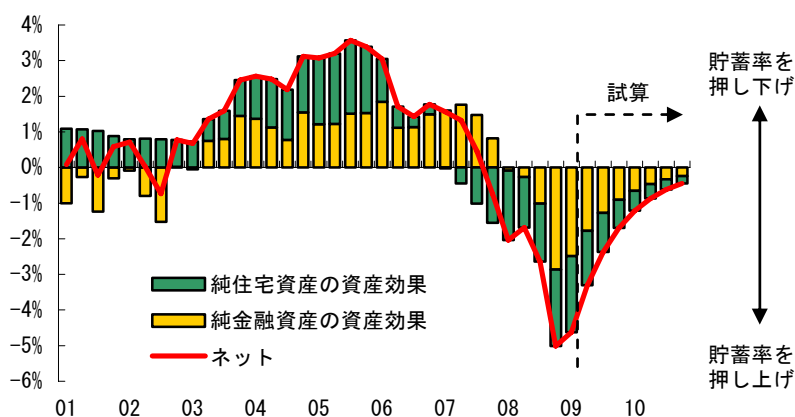
以上、Carroll (2006) に基づき消費関数を推定し資産効果による貯蓄率への影響を分析してみると、貯蓄率関数の推定と同様、逆資産効果が貯蓄率を押し上げてきたことが分かる。一方、最近では株価が持ち直しており、また住宅価格の下落も緩やかになっており、その傾向が続くとすれば、その限りにおいて逆資産効果による貯蓄率の押し上げは最悪期を超えた可能性があることにも留意すべきであろう。

図表 44 資産効果（逆資産効果）のシミュレーション

	住宅	金融
純資産額	\$26,225	\$94,013
長期限界消費性向	0.098	0.037
＜純資産が2割減少した場合＞		
実質消費の押し下げ	\$516	\$687
実質可処分所得対比	1.6%	2.1%
計		3.7%

(注) 国民一人当たり。長期限界消費性向は推計値。  
 資産効果はおよそ16四半期にわたって発生。  
 純資産及び実質可処分所得は09年1～3月期実績。  
 (資料) みずほ総合研究所

図表 45 資産効果の推移（貯蓄率への影響）



(注) 可処分所得に対する比率。  
 09年4～6月期以降は資産価格の変動と所得の伸びがゼロと仮定。  
 (資料) みずほ総合研究所

## 6. 債務調整モデル

### (1) モデルの概要

過剰債務問題も深刻である。米国の政府系住宅金融機関の一つ、連邦住宅金融抵当公庫（通称フレディマック）によれば、09年3月時点で戸建て向け住宅ローン残高1.87兆ドルのうち17%が「ネガティブ・エクイティ（住宅価格がローン残高を下回る状態）」にある。

家計が債務調整を迫られることによって、個人貯蓄率が大幅に上昇するという見方がある。Glik and Lasing (2009) は、家計の債務調整圧力に焦点を充てて、家計の債務／可処分所得比率が1倍まで改善する場合、貯蓄率がどの程度上昇するのかを示した。彼らは、債務調整に必要な期間として、日本のケース（ただし非金融企業の債務調整）と同様に10年かかるとした上で、家計債務の名目実効金利を7%、可処分所得の伸びを年率5%、貯蓄の8割を債務返済に充当するという仮定を置いた。その結果、2018年末には貯蓄率が10%に達するとの結果を得たほか、貯蓄率が不変とした場合と比べて消費の伸びが毎年0.75%Pt押し下げられると指摘した。

本節では、過剰債務に悩む家計が住宅以外の資産を持たない可能性を考慮し、家計のバランスシートのうち負債サイドのみに焦点を当て、債務調整による貯蓄率の推移について検討を行う。具体的には、新たに債務調整モデルを考え、実効金利、可処分所得の伸び、債務調整期間、適正債務水準、及び貯蓄率の調整速度と債務調整終了時点における水準の関係を明らかにする。結論を先に述べれば、債務調整は長期にわたる可能性があり、その間、消費も低迷を余儀なくされる可能性がある。

債務調整モデルの基本的な考え方は次の通りである。①家計が現在抱えている債務は、毎年、金利の分だけ膨張する。一方で所得も拡大する。したがって、債務／可処分所得比率は金利と所得の伸びの差に等しいスピードで膨張する。②新たな借入は行わない。③每期行われる貯蓄も金利の分だけ増加していく。したがって、貯蓄率（＝貯蓄／可処分所得比率）は、債務の場合と同様、金利と所得の伸びの差に等しいスピードで増加する。④貯蓄／可処分所得比率は每期一定割合で増加する。⑤将来のある時点  $T$  における債務／可処分所得比率は、期初から膨張してきた債務／可処分所得比率と、累積的な貯蓄／可処分所得比率との差に等しい。⑥債務調整は債務／可処分所得比率が1倍になった時点で終了する。

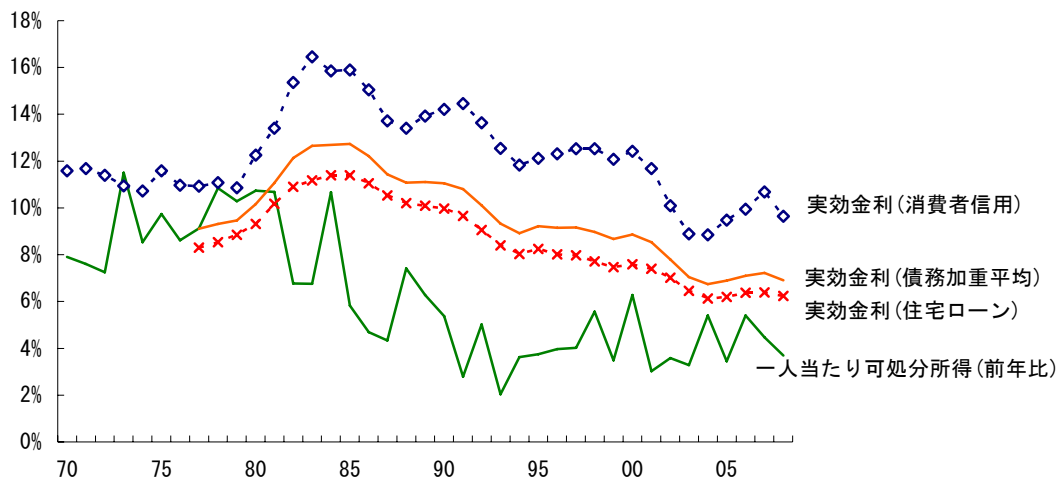
家計が期初 ( $t=0$  時点) に保有するグロス債務（対名目可処分所得比）を  $D_0$ （資産は考えない）とし、各期 ( $t>0$ ) における貯蓄率は期初の水準  $S_0$  から一定のスピードで変化し、貯蓄の全てが債務返済に充当されると考える。債務の実効金利と貯蓄の収益率を共に  $r$ 、一人当たり名目可処分所得の伸びを  $g$  とし（ $r$  と  $g$  は期間を通じて一定）、債務調整終了時  $t=T$  における債務比率（対名目可処分所得）を  $D_T$  とすれば、

$$(8) \quad D_T = D_0 \exp^{(r-g)T} - \int_0^T (S_0 + at) \exp^{(r-g)(T-t)} dt$$

と書くことができる。繰り返しになるが、債務比率は調整期間  $T$  と、金利と所得の伸びの

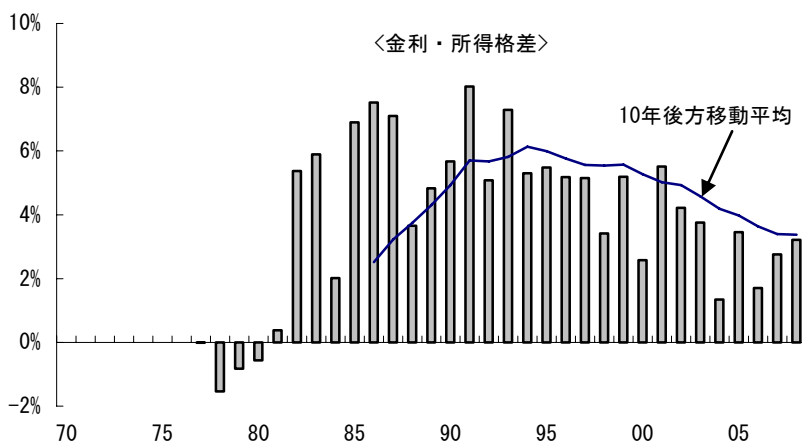
差で表される経済情勢（ $r - g$ ）によって決定づけられる。実際に金利・所得格差の推移をみてみると、90年代を通じて実効金利の低下が続く一方、所得の伸びがほぼ一定で推移した結果、金利・所得格差は縮小傾向が続き、足元では4%程度の水準にある（図表46、図表47）。

図表 46 家計債務の実効金利と一人当たり可処分所得の伸び



(注) 消費者信用の実効金利は個人利払い額÷消費者信用残高として計算。ただし個人利払い額はNIPA、消費者信用残高はFlow of Fundsのデータを用いており、後者は前年末と当年末の平均値を算出して計算に利用。住宅ローンの実効金利は米国商務省の推計値。債務加重平均した実効金利とは、消費者信用及び住宅ローンの各実効金利を家計が負っている各債務残高(前年末と当年末の平均)をウェイトとして算出。  
(資料) 米国商務省、FRB、みずほ総合研究所

図表 47 実効金利・所得の伸び格差



(注) 実効金利(債務加重平均)と一人当たり可処分所得の伸びの格差。  
(資料) みずほ総合研究所

## (2) モデル分析

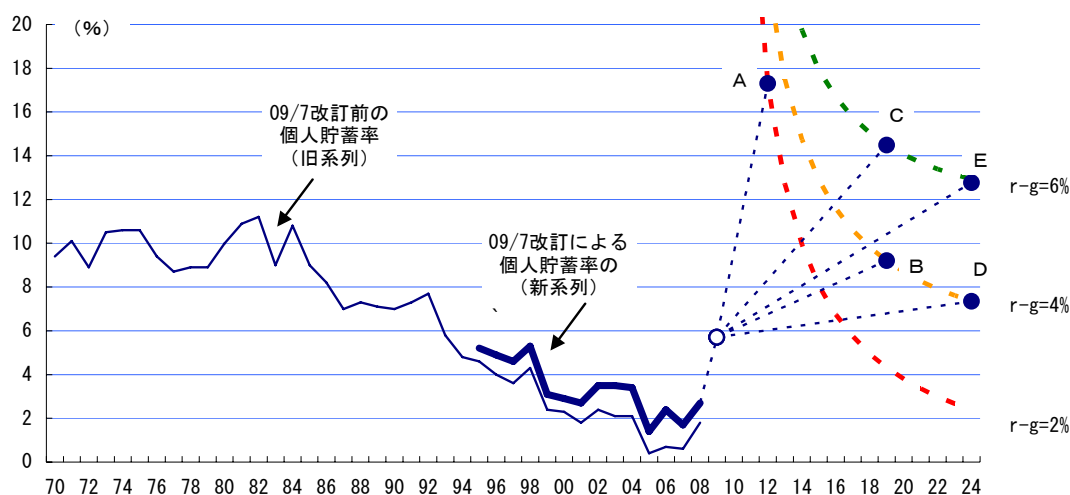
図表 48は、金利・所得格差に関する 3つの異なる前提の下で、今後の貯蓄率がどのように推移しうるかをモデルに当てはめて計算したものである。ただし 09年の貯蓄率を 5.7%、信用市場債務／可処分所得比率を 1.27 倍と仮定している（○印）。

今後の金利・所得格差を所与とした場合、債務調整期間の長さによって貯蓄率の最終的な水準は異なってくる。債務調整期間が短いほど毎年の貯蓄率の上昇幅は大きくなり、債務調整期間が長いほど上昇幅は小さくなり、場合によっては貯蓄率が現時点よりも低下する。太い点線はこうした関係を表しており、当該年を債務調整終了時点とした場合に想定される貯蓄率の水準を示している。

点 A は、金利・所得格差が 2%で推移する中で、3年後（2013年）には債務調整が終わる（信用市場債務／可処分所得比率が 1になる）と想定した場合の貯蓄率（17.3%）である。毎年 4%近い貯蓄率の引き上げを余儀なくされるということは、所得の伸びを所与すれば、それだけ消費水準が落ち込むことになる。短期間の債務調整は、仮に金利・所得格差が 2%という良好な経済環境（低金利、高所得）の下であっても、甚大な経済的痛みを伴うことを示唆している。

こうした観点に立てば、短期債務調整というシナリオは米国経済自体が立ち行かなくなるシナリオで現実的ではないだろう。また金利・所得格差は、現状程度で推移すると想定する方が保守的と考えられる。そこで、金利・所得格差が 4%で 10年後に債務調整が終わるとした場合、そのときの貯蓄率は点 B（9.2%）となる。

図表 48 債務調整モデルに基づく貯蓄率の推移



(注) 信用市場債務／可処分所得比率を1とする目標年を2012年(A)、2019年(B、C)、2024年(D、E)と想定。ただし09年の貯蓄率を5.7%、市場性債務／可処分所得比率を1.27倍と仮定。  
rは信用市場債務の実効金利(=貯蓄の収益率)、gは一人当たり可処分所得の伸び。

(資料) みずほ総合研究所

しかし、金利・所得格差がより開いている厳しい経済環境が続くなら、10年間の債務調整期間を費やしたとしても、貯蓄率の引き上げ幅は大きくならざるを得ず、最終的な貯蓄率は点 C (14.5%) に上昇する。

一方、そうした経済環境でも、債務調整期間を 15 年に引き伸ばすことが可能なら、貯蓄率は点 E (12.8%) まで上昇するものの、毎年の上昇幅は点 B のケースとさほど変わらないようになる。債務調整の痛みは、金利・所得格差のみならず、債務調整期間をいかに引き延ばせるかによっても大きく左右されることが分かる。現状並みの金利・所得格差が続き、債務調整期間を 15 年にできれば、貯蓄率は点 D (7.3%) までの上昇に留まり、経済的な痛みは大きく和らぐことになる。債務調整期間の引き延ばしという点に立つと、オバマ政権による住宅ローンの借り手支援策の重要性が浮き彫りになる。同支援策は、健全な借り手（数 100 万人）に対する低金利ローン（長期・固定金利）への借り換え促進を含んでおり、これは債務調整期間の引き延ばしに相当する。しかし今のところ、オバマ政権の当初見込みほど成功を収めておらず<sup>27</sup>、政権内部からも実効性を疑問視する声が聞かれている状況にある<sup>28</sup>。

もっとも、貯蓄率の上昇が緩やかであっても、消費の伸びに対する影響は軽視できない。例えば図表 48 の点 B に向かう経路を考えた場合、実効金利が 7%、一人当たり可処分所得の伸びが年率 3% と仮定すると、一人当たり個人支出の伸びは年率 2.6% に留まる。これは、第二次世界大戦後で初めての消費低迷を経験することを示唆する。また、本モデルでは新たな借入を想定していないが、実際には財政赤字が膨張する中で、将来の実効金利が上昇する可能性や、中長期的に所得の伸びを高めるための民間投資活動がクラウドディング・アウトされてしまうおそれもある。

## 7. おわりに

米国では 2008 年後半に深刻化した金融危機の震源地として、稀に見る大幅な経済活動の落ち込みを経験している。様々な経済・金融対策が講じられた結果、最悪期は越えたとみられるが、危機後の米国経済については大きな懸念材料がある。GDP の 7 割を占める個人消費を支えるべき家計が、雇用問題とバランスシート問題に直面しているためである。

本稿では、雇用問題とバランスシート問題に焦点を当てて構造分析を行った。第 2 章と第 3 章では雇用問題に焦点を当てている。第 2 章では、労働需要関数を 80 年、90 年、2000

---

<sup>27</sup> ボストン地区連邦準備銀行のエコノミストらによる研究では、住宅ローンの見直しが進まない理由は証券化以外のところにある (Adelino et al (2009))。研究によれば、そもそも延滞している住宅ローンのうち見直しが行われる例は数少なく、銀行がオンバランスで抱えているものか、証券化されているものかの違いはない。貸し手は延滞債権に対してローンの見直しよりも差し押さえの方を明らかに好む。その理由は、第一に、延滞債権の条件を見直しても半数が 6 カ月以内に再び延滞に陥ること、第二に、1 年ほど経てば深刻な延滞債権ですら 3 分の 1 は延滞分を取り戻すか元本返済が行われることにある。

<sup>28</sup> GAO (2009)。

年をはさむ各 10 年ずつの期間にわたって推計し、雇用調整スピードには大きな変化がみられず、1 年間で 8~9 割の調整が終了する。一方、最適労働投入量の決定要因は時間と共に変化している。かつては生産回復こそが労働需要回復の鍵であり、景気回復と共に雇用は増加した。しかし 90 年を挟む時期には、実質賃金の高さが労働需要を抑制する要因として働き、雇用なき景気回復（ジョブレス・リカバリー）が発生した。さらに 2000 年を挟む時期には、趨勢的な労働生産性の高さが労働需要を抑え、雇用削減を伴う景気回復（ジョブロス・リカバリー）を生み出した。こうした労働需要メカニズムは現在も機能しているとみられ、ジョブロス・リカバリーが再来する可能性がある。

第 2 章ではまた、労働力のフロー分析を行い、失業率には緩やかながら上昇圧力が存在することを示した。労働市場では「いったん失業すると失業から抜け出せない」状況が生まれ、また家計の困窮等を背景としているとみられる「非労働力市場から労働市場への参入の増大」という動きが観察される。背景には、企業の解雇行動における構造的な変化があり、景気回復後の再雇用を前提としない「恒久的解雇」の割合が増大していることが挙げられる。

第 3 章では、欠員率と失業率によるベバレッジ曲線の分析を行った。その結果、労働市場には、労働需要を減退させるショック（総需要ショック）のみならず、大規模なミスマッチをもたらすショック（部門間再配置ショック）が発生している可能性がある。ミスマッチの度合いは 80 年代前半の水準まで悪化している。深刻なミスマッチの発生は都市圏別失業率の分散が急拡大していることから確認されるが、ミスマッチが発生しているのはなぜだろうか。本稿では金融危機との関係から一つの仮説を提示した。金融取引は本来、資金の貸し手と借り手の間に「情報の非対称性」という問題を抱えつつ、情報開示や監査、金融仲介機関や格付け機関の存在、証券化スキームなど、様々な仕組みによってその問題を克服し、効率的な資源配分を可能にしてきた。しかし金融危機はこうした仕組みの機能不全を招き、資源配分の非効率化が発生した。その一つの現れが、労働市場におけるミスマッチの拡大ではないかと考えられる。

第 4 章から第 6 章ではバランスシート問題に焦点を当てている。第 4 章では、FRB の調査を元に 2007 年時点における家計の貯蓄行動等をミクロ的側面から確認すると共に、マクロ統計を用いて資産・負債状況を整理した。その上で第 5 章では、資産効果（逆資産効果）に焦点を当て、二つのアプローチにより個人貯蓄率への影響を分析した。一つは個人貯蓄率を被説明変数とする推計であり、純資産（もしくは純金融資産と純住宅資産）の可処分所得比率と個人貯蓄率のラグ、米国債 10 年利回りを説明変数とした。個人貯蓄率と資産・負債のデータが得られる 95 年 1~3 月期から 09 年 1~3 月期までを推計期間として推計を行った。推計結果により、最近の貯蓄率の上昇は純資産／可処分所得比率の低下によるものであることを示した。

もう一つは消費関数を推定するもので、資産効果の大きさ（保有資産が 1 ドル変化すると消費がいくら変動するか）を直接計測した。株価下落や住宅価格の下落による逆資産効

果は、08年から09年初めにかけて拡大し、消費を5%~6%抑制した。もっとも、株価が持ち直し、住宅価格の下落も緩やかになっていくと見込まれる中、これらの推計結果を基にすると逆資産効果はピークを超えた可能性があり、貯蓄率の持続的かつ大幅な上昇は避けられ得ることが示唆される。

一方、第6章では、過剰債務に悩む家計が住宅以外の資産を持たない可能性を考慮し、家計のバランスシートのうち負債サイドのみに焦点を当て、債務調整による貯蓄率の推移について検討を行った。具体的には、債務調整に必要な期間、債務にかかる実効金利、及び一人当たり可処分所得の伸びを所与とした場合、貯蓄率がどのような推移を辿るのかを新たにモデル化した。モデル分析によれば、わずか数年という短期債務調整シナリオは米国経済そのものが立ち行かなくなる可能性がある。現実的には10年やそれ以上の長期にわたる債務調整が続くと考えられ、その間、戦後経験したことのない消費低迷を招くおそれがある。投資活動による労働生産性の引き上げを通じ、所得の伸びを高めることは債務調整による痛みを和らげるが、財政赤字が高金利を招き、民間投資をクラウディング・アウトする可能性もあり、債務調整を巡る状況は厳しい。

以上のように、米国の家計部門が直面する雇用問題は深刻であり、ジョブロス・リカバリーや高失業時代の再来が懸念される。バランスシート問題については楽観できない。逆資産効果という観点からは、貯蓄率がこれまでのようなテンポで上昇を続ける可能性は低いものの、債務調整問題に限ってみれば長期的な上昇圧力が働き続けるおそれがある。雇用問題と相まって、米国が戦後経験しなかったような消費低迷が続くリスクが指摘できる。



## 参考文献

- 石原秀彦 (2001) 「ライフサイクル/恒常所得仮説と予備的貯蓄：理論的合意と実証上の問題点」、ESRI Discussion Paper Series No.2, 内閣府経済社会総合研究所、3月
- 遠藤幸彦 (1999) 「証券化の歴史的展開と経済的意義」、フィナンシャル・レビュー、大蔵省金融財政研究所、6月
- 岡田敏裕・鎌田康一郎 (2004) 「低成長期待と消費者行動：Zeldes-Carroll 理論によるわが国消費・貯蓄行動の分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.04-J-2、日本銀行、1月
- 古賀麻衣子 (2004) 「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析：ライフサイクル・恒常所得仮説に基づくアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.04-J-12、日本銀行、8月
- 前多康男 (2001) 「金融取引と情報」(岩本康志・齊藤誠・前多康男・渡辺努『金融機能と規制の経済学』東洋経済新報社所収)
- Abraham, Katharine G. (1987), "Help-Wanted Advertising, Job Vacancies, and Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1
- Adelino, Manuel, Kristopher Gerardi and Paul S. Willen (2009), "Why Didn't Lenders Renegotiate More Home Mortgages? Redefaults, Self-cured and Securitization," *Public Policy Discussion Paper*, No09-4, Federal Reserve Bank of Boston, July 6.
- Blanchard, Oliver and Peter Diamond (1989), "The Beverage Curve," *Brookings Papers on Economic Activities*, vol.1
- Bucks, Brian K., Arthur B. Kennickell, Traci L. Mach, and Kevin B. Moore (2009), "Changes in U.S. Family Finances from 2004 to 2007: Evidence from the Survey of Consumer Finances," *Federal Reserve Bulletin*, Board of Governors of Federal Reserve System, February
- Carroll, Christopher D., Misuzu Otsuka, and Jirka Slacalek (2006), "How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach," NBER Working Paper Series W12746, National Bureau of Economic Research, December
- Cotti, Chad D. and Scott Drewianka (2007), "Labor Market Inefficiency and Economic Restructuring: Evidence from Cross-Sectoral Data," *Southern Economic Journal*, Vol.74(1), July
- Daly, Mary, Bart Hobijn, and Joyce Kwok (2009), "Jobless Recovery Redux?" *FRBSF Economic Letter*, No.2009-18, Federal Reserve Bank of San Francisco, June 5
- Dynan, Karen E. (2000), "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data,"
- GAO (Government Accountability Office) (2009), "TROUBLED ASSET RELIEF PROGRAM: Treasury Actions Needed to Make the Home Affordable Modification Program More Transparent and Accountable," GAO-09-837, July
- Glick, Reuven and Kevin J. Lansing (2009), "U.S. Household Deleveraging and Future Consumption Growth," *FRBSF Economic Letter*, No.2009-16, Federal Reserve Bank of San Francisco, May 15
- Abraham, Katharine G. (1987), "Help-Wanted Advertising, Job Vacancies, and Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity*
- Lansing, Kevin J. (2005), "Spenthrift Nation," *FRBSF Economic Letter*, No.2005-30,

- Federal Reserve Bank of San Francisco, November 10
- Mackinnon, James G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", in R. F. Engle and C. W. J. Granger (ed.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press
- Marquis, Milt (2002), "What's Behind the Low U.S. Personal Saving Rate?" *FRBSF Economic Letter*, No.2002-09, Federal Reserve Bank of San Francisco, March 29
- Muellbauer, John N. (1988), "Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Function," *Annales d'economie et de Statistique*
- Shiller, Robert J. (2004), "Household Reaction to Changes in Housing Wealth," Discussion prepared for the Academic Consultants' Meeting with the Board of Governors of the Federal Reserve System, January
- Shimmer, Robert (2005), "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies," *American Economic Review*, 95(1)
- Sommer, Martin (2002), "Habits, Sentiment and Predictable Income in the Dynamics of Aggregate Consumption," Working Paper No.458; Updated 2006, Johns Hopkins University, March 9
- Valletta, Robert G. (2005), "Why Has the U.S. Beveridge Curve Shifted Back? New Evidence Using Regional Data." FRBSF Working Paper 2005-25, Federal Reserve Bank of San Francisco, December.
- Zagorsky, Jay L. (1998), "Job Vacancies in the United States, 1923 to 1994." *Review of Economics and Statistics*, 80(2)