

中国における家計消費行動に関する実証分析

— 社会養老年金制度，退職制度，政府財政支出を中心に

同志社大学大学院経済学研究科
博士課程（後期課程） 経済政策専攻
学籍番号： 44-11-1107
鄒 蓉

目次

序論	1
第1章 中国農村部家計消費の決定要因	
—省別・地域別パネルデータによる実証分析	7
1.1 はじめに	7
1.2 先行研究	9
1.2.1 家計所得の影響	9
1.2.2 中国厚生改革の影響	10
1.2.3 伝統的な文化と習慣の影響	10
1.3 実証分析	12
1.3.1 変数の説明及びデータの出所	12
1.3.2 モデルの設定と推定方法	14
1.3.3 記述統計	15
1.3.4 推定結果	16
1.4 農村家計消費に対する影響要因の地域的相違	17
1.5 まとめ	19
第2章 任意加入型社会養老年金と家計消費・貯蓄行動	
— CHFS 家計調査データによる実証分析	21
2.1 はじめに	21
2.2 先行研究	22
2.3 データ及び分析手法	23
2.3.1 データの出所及びサンプルの選択	23
2.3.2 実証モデル	24
2.3.3 主な変数の定義及び記述統計	25
2.4 実証分析	28
2.4.1 推定結果	28
2.4.2 頑健性検証	32
2.5 まとめ	34
第3章 中国における退職年齢延長と家計消費	
— ミクロデータによる実証分析	37
3.1 はじめに	37
3.2 先行研究	39
3.2.1 “退職消費パズル”	39
3.2.2 退職年齢延長をめぐる論争	40
3.3 実証分析手法	41
3.3.1 定年退職者再就労における意思決定に関する推定	42
3.3.2 定年退職者再就業行動と家計消費に関する推定	42
3.3.3 家計可処分所得データの欠損処理	43
3.4 データの説明及び基本記述統計	44
3.5 推定結果と考察	47
3.5.1 定年退職者再就労における意思決定の要因	47
3.5.2 定年退職者再就労行動の家計消費に与える影響	49

3.5.2.1	OLS モデルによる推定結果	49
3.5.2.2	IV-2SLS モデルによる推定結果	50
3.6	まとめ	52
	付論	54
第 4 章 中国における地方政府支出の家計消費に対する影響		
	— 1999～2012 年省レベルパネルデータに基づく実証分析	57
4.1	はじめに	57
4.2	先行研究	60
4.3	実証分析	63
4.3.1	データの概要	63
4.3.2	指標の設定	64
4.3.3	モデル設定	66
4.3.4	分析結果	67
4.4	政府投資, 政府消費の家計消費に与える影響	69
4.4.1	指標の設定	69
4.4.2	分析結果	70
4.4.3	頑健性検証	72
4.5	まとめ	73
	結論	75
	参考文献	79

序 論

1. 研究背景と問題意識

1978年に「改革開放政策」が導入されて以来、中国経済は長期にわたって平均成長率10%に達する高度成長を遂げてきた。特に、2003年から2007年までの五年間、「総投資」と「輸出」に支えられて2桁の経済成長を続けてきたが、このような「投資・輸出牽引型」成長パターンは中国経済成長の特徴となった。同時に、中国経済における構造的矛盾¹⁾が日々明らかになってきた。それは国内総生産の中で投資、輸出の占める割合が次第に上昇している一方、家計消費の占める割合が低下し続けていることである。ところが、アメリカのサブプライム住宅ローン問題に端を発する2008年の世界金融危機は欧米を中心とする国際市場での需要収縮を招き、輸出環境の悪化を通じて中国の実体経済に大きなダメージを与えた。その結果、中国経済の成長率(実質GDPの伸び率)は2007年の13%をピークに、08年9%、09年上期7.1%と急速に低下している(柯隆, 2010)。また、長年続けてきた膨大な固定資産投資は投資効率の低下、生産能力の過剰、環境汚染などの諸問題を招き、中国経済成長に対する牽引力を弱めている(樊志剛, 2014)。したがって、従来の成長パターンはもはや限界に達している。それ故に、投資・外需主導型成長から消費・内需主導型成長への「経済成長パターンの転換」は中国経済を安定的かつ持続的な成長を遂げるための課題となってきた。

しかし、中国の家計消費需要は長期的な低迷状態に陥っている。中国国家统计局が公表しているデータによると、経済改革の初期にGDPの50%ぐらいの水準を維持していた家計消費比率は90年代に入り、低下し続ける傾向を現し始めた。この傾向は2000年からより一層強くなり、家計消費比率は2000年の46.69%から2004年の40.22%に、さらに2011年には34.39%まで低下してきた。また、国際比較すると、中国の家計消費比率は世界平均水準の半分程度に過ぎず(何興強ほか, 2014)、アメリカ、イギリス、ドイツなどの欧米先進国をはるかに下回っているだけでなく、日本、韓国などのアジア諸国、さらに経済発展レベルが相対的に低い地位にあるインド、ブラジルよりもはるかに低い水準に留まっている(陳斌開ほか, 2010)。中国経済を牽引するもう一つのエンジンとなるべき家計消費はその役割を十分に果たして来なかった(藩明清ほか, 2010)。

中国における「高貯蓄、低消費」という問題は大きな注目を集めている。家計消費不足

¹⁾ 発展すればするほど矛盾は深刻化しているということで、これはなかなか解消する目途に立っていない。その意味で構造的矛盾と名付けている。

の問題をめぐっては多くの議論が重ねられ、所得格差の拡大(朱国林ほか, 2002 ; 臧旭恒ほか, 2005), 人口年齢構造の変化(Modig Uani and Cao, 2004 ; 楊継軍, 張二震, 2013 など), 伝統的な文化と習慣(臧旭恒ほか, 2003 ; 李厚梅, 2010), 経済改革による不確実性の高まり(易行健ほか, 2008 ; Giles and Yoo, 2007) など様々な原因が挙げられている。しかし, これまでの研究は主に中国の都市部における家計消費行動に注目し, 絶対所得仮説, 恒常所得仮説, 予備的貯蓄仮説などの消費理論を用いて分析が行われてきたが, 問題へのアプローチや分析の視点及び使用する方法などの違いによって導き出された結論も異なっている。全人口の半数以上を占める農村部における家計消費行動に関しては, 十分な関心が集められていない。また, 社会保障制度の不整備, 都市と農村の二重社会構造, 人口年齢の高齢化などの諸問題に直面している中国においては, 安定的なマクロ経済環境と完備性の高い資本市場を備える欧米先進国を研究対象として提唱された消費理論が中国の家計消費行動を説明する上で完全に適しているとも言えない。さらに, 世界金融危機のダメージを減少させ, 経済をより安定的に成長させるために, 中国政府は政府の財政支出の増加, 全国民向けの社会養老保険制度の構築, 退職年齢の延長など一連の政策を打ち出し, 家計消費を中心とした内需の拡大を図っている。これまでの先行研究は主に消費者行動に重点を置いているが, 中国政府による経済政策が家計消費の上昇に与える有効性について十分な議論がなされていない。

以上の問題意識にしたがって, 本論文は第 1 章で先行研究を踏まえながら, 中国経済の実情と特徴を考慮し, 中国農村部における家計消費行動に影響を及ぼす要因を分析する。第 2 章から第 4 章まではそれぞれ社会養老年金制度, 退職年齢の延長, 政府の財政支出の増加が家計消費に及ぼす影響を分析し, 中国政府による政策の有効性を検証していく。

2. 本研究の構成

第 1 章では, まず農村部における家計消費行動に焦点を当て, 家計消費に影響を与えると考えられる代表的な要因として, 短期的要因 (可処分所得, 消費者物価など), 長期的要因 (消費習慣, 人口年齢構造など) 及び経済制度の改革による影響要因 (教育・医療改革など) に分類して, 消費モデルを構築した上で, 省別・地域別パネルデータで中国の各地区における農村部の家計消費に与える影響要因をそれぞれ分析することによって, その地域間の違いを検証している。分析の結果, 以下のような事実が明らかにされた。

第 1 に, 中国各地の農村部家計において, 所得水準, 消費習慣, 教育・医療改革による不確実性は消費行動に強い影響を及ぼしている。第 2 に, 実質利子率の変化は中国農村部

の家計消費に顕著な影響を及ぼしていない。第 3 に、農村部における人口年齢構造の変化が中国農村部の家計消費に与える影響は明確ではない。第 4 に、都市化の進展と不動産業の発展は、東部と西部地区の農村部における家計消費に顕著な影響を与えておらず、中部地区では農村部の家計消費にプラスの影響を与えている。

これらの結果から、地域ごとに都市化の進展や不動産業の発展度合いによる消費への促進効果は異なっているが、中国農村部全体では教育・医療に関する社会保障制度を充実させることで家計所得を増加させると同時に、農村部の家計消費を促進させることが出来ると考えられる。

このような考えから、社会保障制度の重要な一役を担っている社会養老年金の拡充は、消費行動に対してどのような影響を及ぼすかを検討してみる必要がある。そこで、第 2 章では、CHFS「China Household Finance Survey (中国家計金融調査)」の個票データを用いて、任意加入型社会養老年金の加入が家計消費・貯蓄行動にどのような影響を及ぼしているか、都市・農村別で実証的に分析すると同時に、養老年金の加入意思決定に関する影響要因についても考察している。

実証分析の結果、次のような事実を明らかにすることができた。第 1 に、世帯主が養老年金に加入するか否かは内生的に決められ、サンプルは自己選択バイアスが存在している。第 2 に、二段階処置効果モデルで自己選択バイアスをコントロールした後、任意加入型養老年金の加入は家計貯蓄率を低下させ、家計消費を上昇させる効果がある。さらに、その効果は農村部ではより強いことが明らかになった。第 3 に、高いリスク選好を持つ家計ほど貯蓄意欲は低くなるが、流動性制約の存在が家計の貯蓄率を上昇させ、消費意欲を抑えてしまう。第 4 に、任意加入型養老年金の加入者は比較的経済状況の良い家計に集中しているほか、リスク選好と流動性制約は養老年金の加入率に負の影響を与える。

これらの結果から、任意加入型社会養老年金制度の実施は中国の家計消費、特に農村部の家計消費を促進することに有効的であることが分かった。しかし、簡単な記述統計により、68%の平均加入率を持つ都市部に対し、農村部における任意加入型養老年金の平均加入率ははるかに低く、20%という低い水準に留まっている。したがって、社会保障制度の一環として、任意加入型養老年金制度をより早く全国に普及させ、特に農村部家計の養老年金加入率を上昇させることは家計の将来に関する不安や不確実性を低下させ、家計消費を促進する上での重要な手段だと考えられる。さらに、任意加入型社会養老年金の加入に関する影響要因から、悪い経済状況と流動性制約に直面する世帯主は未加入状態に陥りやすいことが分かった。つまり、低所得階層における家計ほど任意加入型社会養老年金制度によ

る恩恵を受けられない可能性が高い。したがって、任意加入型社会養老年金の加入率を上昇させ、より多くの家計が年金制度による恩恵を享受できるため、低所得階層の家計に対する保険料の免除制度の導入や政府補助による流動性制約の緩和などの救済策を講じる必要性があると考えられる。

以上の考察から、特に農村部で年金制度の拡充の有効性が強いということが確認できた。これは、農村部における金融制度の未整備や所得が低いことといった農村部特有の要因によるものだと考えられる。それでは、都市部特有の特徴から考えられる消費行動に有効な政策とはどのようなものと言えるだろうか。

都市部の特徴として、企業従事者が多い都市部では、強制年金制度に制限されて新たな年金制度の拡充余地は小さいと言える。老年期の所得を充実させる他の方法の一つとして退職年齢の延長が考えられる。そこで、第3章では、「中国における健康および定年退職の縦断的研究（中国健康与养老追踪调查 CHARLS）」の家計調査データを用いて、世帯を(1)世帯主が定年に達していない家計、(2)世帯主が定年後働いていない家計、(3)世帯主が定年後も働き続ける家計の三つのグループに分け、OLS モデルと IV-2SLS モデルでこの3グループの家計消費の間に有意な差異が存在するか否かを分析し、定年延長の家計消費の上昇に対する有効性を検証している。

OLS による実証分析の結果、世帯主が定年に達していない世帯と比べ、世帯主が定年後働かない世帯はより低い限界消費性向を持っている。一方、世帯主が定年後働き続ける世帯はより高い限界消費性向を持っていることが分かった。これは以下の二つの理由が考えられる。第一に、世帯主が定年後労働市場から完全に引退した世帯にとって、定年退職は家計の可処分所得を減少させ、消費意欲を抑えると同時に、将来への不安や不確実性を高め、家計の予備的貯蓄動機を強めると考えられる。これは先行研究で言及した中国にも「消費退職パズル」が存在するという結論と整合的である。第二に、世帯主が定年後働き続ける世帯にとって、定年後働き続けることは可処分所得の急速な減少による家計消費水準の低下を避けられるだけでなく、勤労期間の延長を通じて世帯主の老後への不安や不確実性を緩和させ、それによって貯蓄意欲を減退させ、家計消費を上昇させると考えられる。

さらに、IV-2SLS を用いた分析より、各変数の有意性と記号の正負が OLS で推定された結果と比べ大きな変化がなかったが、世帯主が定年後働き続ける世帯における限界消費性向は OLS で推定された結果よりはるかに大きいことが明らかとなった。これは操作変数法を用いて内生性問題に対処したことにより、測定誤差による下方バイアスの問題が緩和されたためだと考えられる。

以上の考察から、退職年齢の延長は都市部で有効であるということが確認できた。第2章と第3章の分析から、都市部と農村部の特徴にそった政策、つまり都市部と農村部ごとに異なった有効な経済政策をとることが必要だと考えられる。ただし、これらは都市部と農村部ごとの分析であったが、省レベルでのデータを用いた農村・都市部の経済政策の有効性の違いについては検証していない。

そこで、第4章では、再度、政府の財政支出というマクロ・レベルでの経済政策の有効性について検証してみたい。1999年から2012年にかけて、地方政府の財政支出が都市・農村部における家計消費率にどのような影響を及ぼしているか、実証的に分析を行った。これまでの研究と比較すると、他の影響要因をコントロールした上で、政府支出の都市部と農村部別の家計消費率に及ぼした効果を分析し、さらに政府支出を政府投資と政府消費に分けて再検証したところに特色がある。なお、推定の際、各省の地方政府を対象に省パネルデータを用いて固定効果モデルで分析を行っている。

実証分析の結果、次のような事実が明らかとなった。第1に、政府支出は都市部の家計消費率を顕著に牽引できたが、農村部の家計消費率に有意な影響を与えなかった。その中でも、都市部の家計に対して、政府投資は有効的に消費率を牽引することができたが、政府消費は有意な効果を示さなかった。一方、農村部の家計に対して、政府投資と政府消費は共に家計消費率の引き上げ効果を示さなかった。第2に、一期前の政府支出、政府投資、政府消費と家計の消費率に関する再検証は推定結果の頑健性を確認したと同時に、都市部に傾斜した政府投資が農村部向けの投資資源を圧迫して、農村部の家計消費率を抑える可能性を支持した。第3に、一連の制御変数に関する推定結果をみると、金融発展、都市化、所得格差が共に都市部の家計消費率にプラスの影響を与えた一方、農村部の家計消費率にマイナスの影響を与えた。つまり、農村部の家計は中国経済発展の恩恵を十分に享受しているとは言えない。また、第二次産業が大きな割合を占めている中国特有の産業構造と社会高齢化の進展は共に都市部と農村部の家計消費率にマイナスの影響を及ぼしている。

第1章 中国農村部家計消費の決定要因

—省別・地域別パネルデータによる実証分析

1.1 はじめに

1990年代中後期以来、「供給不足経済」と呼ばれた状況も終わり、中国は経済転換期に入った。近年では、供給サイドよりも、国内の有効需要不足こそが中国经济発展における最大の問題の一つとみなされるようになってきている。また、景気対策の観点からも需要拡大政策の重要性が増してきている。実際、1998年に生じたアジア金融危機の中国への波及を防止するために、中国政府は長期国債の発行、インフラの急速な整備、住宅投資の促進など一連の内需拡大政策を初めて行った。このような状況を背景として、中国政府は、2008年には内需拡大に関する10項目の政策・措置を発表し、2011年3月には「第12次五カ年計画」を公表した。とくに後者の計画においては、供給サイド主導の成長という政策目標を転換し、消費を中心とした内需拡大を目指す政策目標を公式に掲げたのである。

ここで、中国の家計消費率（家計総消費/GDP）の動きを見るために、ここ数年安定的に推移している政府消費率（政府総消費/GDP）と比較してみると、その動きの違いが鮮明になる（第1.1図）。中国の家計消費率は政府消費率と比べると一貫して低下傾向を示しており、有効需要を拡大させるためには、家計消費の増加が不可欠であることが分かる。しかしながら、中国の都市部と農村部とでは状況は大きく異なっており、消費行動にも大きな違いがあるため、中国经济全体としての家計消費を拡大させる政策を立案することは困難な課題となっている。

この課題に取り組むにあたり、最初に、都市部と農村部の経済環境の違いを簡単に整理しておく。都市部では、インフラの整備が比較的進んでおり、消費市場も大きく発展し、需要構造も高度化している。具体的に言えば、都市部ではすでに食料、衣料など基本消費財の家計総消費に占める支出シェアは低下し、家庭電器製品など主な耐久財への需要もほぼ飽和状態となり¹⁾、現在では、高級品市場が重要性を増している。しかしながら、都市部においても、高級品を購入できるのは、家計のわずか一部でしかないことも強調しておかなければならない。そのため、都市部の家計消費の成長は、全体としてはやや力強さが不足している傾向を示している。

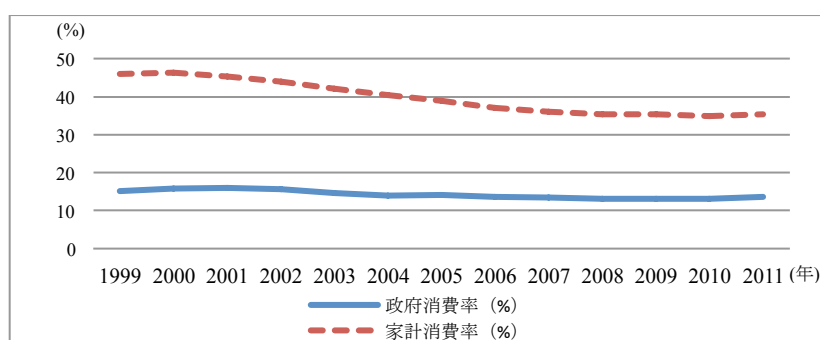
一方、全人口の半数以上を占める農村部では、現時点では、消費市場の発展は遅れており、家計消費率も低い水準に留まっている。しかしながら、潜在的には、消費拡大や新たな市場となる可能性を持っていることも事実である。そのため、近年では、これまで重視されてきた都市部の家計消費だけでなく、農村部の家計消費の増加が極めて重要であるとの認識が広まってきている。実際、農村部の家計消費を拡大させ、農民の生活水準を上昇

1) 姚敏（2010）「我国城镇居民和农村居民消费需求结构变化分析」『生产力研究』No.11.

させることを目標として、中国政府は「萬村千郷」²⁾と「家電下郷」³⁾という 2 つのプロジェクトを実行してきた。しかしながら、中国全体の家計消費に占める農村部家計のシェア（第 1.2 図）を見ると、これらのプロジェクトが実施された後も、人口規模に見合った水準まで農村部家計消費は拡大するどころか、むしろ縮小傾向を示している。したがって、農村部への消費拡大政策は不十分なものであるか、あるいは継続的な消費拡大につながらないプロジェクトになっている可能性があると考えられる。

では、農村部消費の拡大政策を立案する上で、最も重要な点とは何であろうか。それは、それぞれの農村地域を取り巻く環境が一樣ではなく、農村部対都市部といった単純な二分法で農村地域を捉えることはできないという点にあると思われる。実際、中国農村部は、文化・習慣と経済発展の程度という二つの点で、それぞれの地域ごとに大きく異なった特徴を持っている。このような農村地域を取り巻く環境の多様性が、それぞれの地域における農民の消費行動の違いをもたらしていると考えられる。本章では、このような理解に基づき、農村部家計消費を地域別に分析し、その決定要因を明らかにすることを目的としている。このような分析は、農村部の消費拡大を通じて、中国全体の有効需要の創出していく上で、重要な意味をもっているものと思われる。

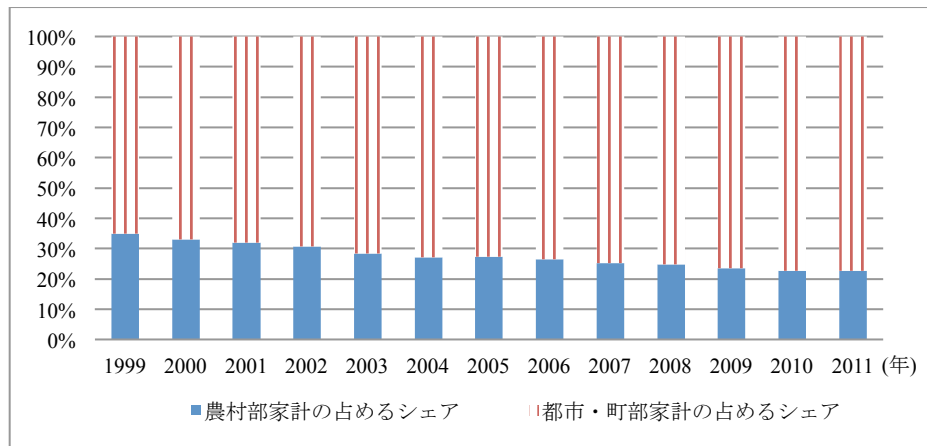
本章の構成は次の通りである。まず第 2 節で、これまでの中国家計消費に関する代表的な研究を取り上げ、その内容を概観する。第 3 節では本章における消費モデル実証分析に用いるデータと推定方法について説明し、推定結果を示す。第 4 節では、推定結果に基づき、中国農村部家計消費に対する影響要因の地域的な相違について考察する。最後に第 5 節で、本章の分析結果をまとめた上で今後の課題について述べる。



第 1.1 図 中国国内総消費率

出所) 『中国統計年鑑 2012』により作成。

2) 「萬村千郷」プロジェクト：2005 年に中国商務部が主管官庁となる形でスタートした。このプログラムは農村地域の特徴に合わせた販売と経営のシステムの形成と流通サービスの整備を目指して、農民の生活に必要な商品を売るチェーン店の「農家ショップ」と配送センターを全国の農村で作り始めている。
 3) 「家電下郷」プロジェクト：中国財政部、商務部、工業情報化部が共同で打ち出した農村の家電製品消費を促進する政策である。農村戸籍を持つ住民はすべて、指定された範囲内の電気製品を購入すると、その後政府が購入者に購入価格の 13%にあたる補助金を現金で提供するもの。



第 1.2 図 家計消費支出の構成

出所)『中国統計年鑑 2012』により作成.

1.2 先行研究

家計消費の要因分析に関してはこれまでに多数の研究がある. ここでは, 消費に影響を与えるものとして主に考察されている三つの要因, つまり所得水準, ライフサイクルにおける不確実性, 消費の習慣形成のそれぞれについて, 中国の家計消費行動を分析した先行研究を概観していく.

1.2.1 家計所得の影響

代表的な消費仮説であるケインズの絶対所得仮説, フリードマンの恒常所得仮説は, 所得と消費の間に安定な関係が存在し, 所得水準が家計消費に影響を与える主な要因であるとしている. 中国における消費に関して, 多くの先行研究が, 所得水準や所得格差が消費水準に与える影響を分析している.

孫鳳 (1999) は, 共和分回帰・誤差修正モデルを用いて家計の資産保有や所得が都市部家計の消費総量に与える影響を分析している. その結果は, 中国都市部家計の所得と消費が短期的には共和分しているが, 長期的には共和分していないとなっている. さらに, 蘇良軍・何一峰・金賽男 (2006) は, 中国家計の消費支出と所得の関係に対する実証分析を行い, それらが強く共和分しているとしている. また, 貯徳銀・経庭如 (2009) は, 誤差修正モデル及びグレンジャー因果検定で1990年から2007年までの農村部家計1人当たり消費支出と1人当たり純所得の関係を分析している. その結果, 長期的には中国農村部家計の消費支出と所得には安定的な関係が見られるが, 短期的には消費支出は純所得の増加の影響を受けるだけでなく, 1期前の純所得値の変化の影響も受けていると指摘している.

一方, 朱国林・範建国・嚴燕 (2002), 藏旭恒・張継海 (2005), 段先盛 (2009) などは経済転換期における所得格差の消費に対する影響を分析している. 彼らは, 中国経済改革, 特に1990年代以降, 都市・農村間, 地域間, 都市部内における職業間の所得格差が拡大

し続け、物価上昇によって、中低所得階層の実質購買力が低下することで、消費が抑制されたと指摘している。しかしながら、李軍（2003）は、定量分析を通じて、中国における高所得階層は高い消費性向を持っていることを示し、家計間の所得格差が中国家計消費不足の主な原因ではないという結論を得ている。

また、呉振球など（2010）は1978年から2007年までの都市・農村部の時系列データを共和分分析した結果、現在の段階では、都市・農村間の所得格差の家計消費率への影響は顕著ではなく、都市内部における所得格差の縮小と高いGDP成長率の維持が家計消費を促進する有効な政策だと主張している。

1.2.2 中国厚生改革の影響

中国経済体制改革の展開とともに中国国内の社会環境の変化が激しさを増すにつれ、消費行動研究における不確実性を通じた予備的貯蓄行動に対する関心も強まりつつある。それらの研究は1990年代から始まった中国における年金、医療などの厚生改革が、国民所得と支出の不確実性、労働市場における失業リスクを高めたとしている。こうした不確実性の高まりが、家計の予備的貯蓄動機を強めたのかどうか、さらに、その結果、家計の消費が抑制されたのかどうかについて注目が集まっている。

孫鳳・王玉華（2001）、李勇輝・温嬌秀（2005）、周紹傑（2010）、易行健・張波・陽碧雲（2011）などは、都市レベルで家計の貯蓄行動に対する分析を行い、都市部家計の消費を抑えた要因として強い予備的貯蓄動機が存在したと指摘している。また、万広華（2003）、杭斌・申春蘭（2005）、汪浩瀚・唐紹詳（2010）などは、農村レベルで予備的貯蓄動機が消費に与えた影響を検証し、都市部の分析と同様の結論を得ている。

一方、施建淮・朱海婷（2004）は、中国35都市の1999年から2003年までの月別データを用いて、都市部における予備貯蓄動機の大きさを推定している。彼らは都市部には予備的貯蓄動機が存在するが、その大きさは中国の消費行動について十分に説明できるほど強くはなかったとしている。Giles and Yoo（2007）は、農村部のマイクロデータで同様の分析を行い、予備的な貯蓄行動が中国農民の貯蓄の10%しか説明できないという結論を得ている。

1.2.3 伝統的な文化と習慣の影響

藏旭恒・孫文祥（2003）、鐘広（2006）、李厚梅（2010）などは、伝統的な文化、習慣という観点から中国家計の低い消費率の解釈を試みている。彼らは中国の歴史、文化と経済発展水準などは欧米途上国に比べて大きな違いがあり、儒教文化をベースとした中国社会は質素儉約という伝統的な価値観が強いことを強調している。さらに、中国人が元来儉約好きであること、また消費には習慣による慣性があるため、消費が上昇するまでには所得

上昇から一定のラグを伴うという習慣形成仮説が中国家計の消費行動に当てはまることを指摘し、伝統的な文化、習慣による「浪費嫌い、貯蓄好き」という貯蓄行動への偏向と消費習慣の変化に対して慎重であるという特徴が、中国家計の高い貯蓄傾向と低い消費傾向を引き起こした要因だと主張している。

これまでに概観してきたように、先行研究では主に絶対所得仮説、恒常所得仮説、予備的貯蓄仮説などの消費理論を用いて、中国の家計消費行動を都市部、農村部、全国レベルという区分を中心に分析している。これらの先行研究は、これらの調査対象の地域レベルや、推定手法、採用したデータ時期の違いによって、得られた結果が異なり、中には互いに相反する結論も示している。

中国は、市場経済の完備性の程度、経済の発展水準及び各制度の安定性などにおいて欧米の先進国の水準に達しておらず、その伝統的な文化、生活習慣、価値観も欧米社会と大きな相違がある。実際、安定的なマクロ経済環境と完備性の高い資本市場を備える欧米先進国を研究対象として提唱された消費理論が中国において完全に適用されるとは言えない。しかし、中国において市場経済体制を前提とする市場の完備性を高める改革が実施されるに従って、家計の消費行動は次第に欧米が想定する経済合理性に基づいたものに近づいており、消費者たちも将来の状況を考慮した消費行動へと変化していると考えられる。したがって、中国の家計消費を研究する上で、先行研究と同様に、代表的な消費理論を分析上の基礎とした上で、中国経済発展の実情と特徴を把握すべきである。このような観点から見ると、多くの先行研究は、より、合理的な消費行動に近い行動をしていると想定しやすい都市部家計の消費行動に注目した分析を行っている。その一方で、農村部家計消費を中心に分析している研究は多いとは言えない。特に地理的に広大な中国という国家において、都市部以上に多様性が大きいと考えられる各農村地域の地域格差を考慮した家計消費に関する研究は少ない。先に述べたように、将来的な市場としての可能性を含んだ農村地域において、消費行動の地域的な違いを考慮したうえで分析を行うことは、中国全体として、一面的な政策ではなく地域ごとの消費拡大を目指す政策を立案する上で重要だと言える。

次節では、以上の問題意識と先行研究を踏まえ、家計消費に影響を与えると考えられる代表的な要因として、短期的要因（可処分所得、価格など）、長期的要因（消費習慣、人口年齢構造など）及び経済体制改革による影響要因（教育医療改革など）をまとめ、消費モデルを構築する。さらに中国農村部家計のデータを用いて地域別に家計消費に対する影響要因をそれぞれ分析し、その地域間の違いを検証していく。

1.3 実証分析

1.3.1 変数の説明およびデータの出所

中国では 1998 年の前後に教育、医療保険、住宅などの体制改革が全国で実施されたことによって、それまでの家計の消費行動から大きな変化が起きた。そのため、それ以前の家計の消費行動を示すデータを含んだ場合、データの諸変数についてデータの対象が大きく異なっているなどの問題がある。そこで本章は 1999 年～2011 年の中国⁴⁾における 30 省・直轄市・自治区⁵⁾のパネルデータを採用し、中国農村部家計消費に影響を与える要因を分析する。その要因として所得、物価、利子率だけでなく、前節で取り上げたように、経済体制改革が引き起こした不確実性として主に教育、医療保健による不確実性や人口年齢構造の変化、また伝統的な消費習慣の影響を考慮する。さらに各地域の特徴として考慮すべき都市化進捗や不動産規模が農村部家計消費に対する影響も考慮する。

後節を通して、用いる変数は以下の通りである。

(1) *con* (Consumption) : 1 人当たり実質消費支出

農村部家計の 1 人当たり名目（現金）消費支出/省別農村部家計消費価格指数によって計算される。

(2) *inc* (Income): 1 人当たり実質純所得

農村部家計の 1 人当たり名目純所得/省別農村部家計消費価格指数によって計算される。ここで、農村部 1 人当たり実質純所得を所得要因の指標とする。

(3) *lcon* (Lag Consumption): 一期前の一人当たり実質消費支出

消費の習慣を考慮したランダム・ウォーク仮説では前期の消費水準が今期の消費に主な影響を与えるとしている。ここで、1 期前の消費を消費習慣の指標として、その農村部家計消費に与える影響を分析する。

(4) *eme*⁶⁾ (Education and Medical Expenditure): 1 人当たり実質教育と医療支出

教育・医療保健改革を実施して以来、教育・医療費用の高騰や政府経費の投入不足が中国国家計の教育医療支出を急増させた上で、将来の教育・医療支出が上昇するという期待を高めている。教育医療支出は、消費者が将来の生活のための自分に対する人的資本・健康投資とも考えられる。実際、教育・医療費用が上昇し続けても、消費者は基本的な生存するのに必要な消費を満たした上で、優先的にこの 2 種類の消費を確保する。家計は、教育・医療における高額な硬直的支出に対応するにはより多く貯蓄するしかない。これは経済転換期における中国国家計が直面している主なりスクであり、代表的な不確実性の一つである。本章では各地区省別農村部家計の 1 人当たり実質医療保健支出と教育文化娯楽支出の対

4) 香港、マカオ、台湾を含まない

5) チベットの年度データは一部分欠落しているため、本論はチベットを研究対象の中から除く。

6) $eme = \frac{\frac{1 \text{人当たり教育文化娯楽支出}}{\text{省別農村部における教育文化娯楽価格指数}} + \frac{1 \text{人当たり医療保健支出}}{\text{省別農村部の医療保健価格指数}}}{1 \text{人当たり純所得/省別農村部の消費価格指数}}$

実質純所得率を代理変数として家計の教育・医療支出及び期待支出を評価する。

(5) *ri* (Real Interest Rate) : 実質利子率

ここでは、中国人民銀行の発表した名目利子率と各省農村部消費価格指数によって算出する。

実質利子率の低下は、家計消費に対して代替効果 (=消費刺激効果) と所得効果 (=利子所得の減少効果) という二つの影響がある⁷⁾。1998年以降、国内消費を刺激するため、中国人民銀行は連続的に預金基準金利を引き下げる政策を実施しているため、その農村部家計消費への影響を検証する。

(6) *cdr* (Children Dependency Ratio)と *odr* (Old Dependency Ratio)⁸⁾ : それぞれ、子供扶養率と老人扶養率

ライフサイクル仮説では、人口年齢構造の変化が家計消費に影響を与えるとし、一国の子供扶養率と老人扶養率の上昇がその国の貯蓄率を低下させるとしている。

(7) *ur* (Urbanization Rate) : 都市化率を表す。

劉偉・李紹榮(2002, 2005)などは、中国の都市・農村の二元構造が国内消費不足の主な原因だと主張している。本章では、各省の総人口に占める都市常住人口比率で各省の都市化進捗を評価する。

(8) *rem* (The Scale of Real Estate Market) : 不動産市場の発展規模

住宅改革(住宅の商品化)とともに中国の不動産市場は大きく発展している。家計消費にとって、不動産市場の発展はクラウドニング・アウト、クラウドニング・インという二重効果がある。住宅を持っていない家計にとっては、住宅価格の上昇が住宅購入支出もしくはは予期購入支出を増やし、ほかの消費支出を抑える一方で、多数の住宅を持っている家計にとっては、住宅価格の上昇による資産価値の増加は彼らの消費を刺激し、消費性向を上昇させる。また、国家の「支柱」産業として、不動産の発展は、直接もしくは間接的に建築装飾、材料設備、化学、金融保険などの関連産業の発展を促すことになる。関連産業の発展は、再び産業内の個人所得を増加させ、さらに消費の増加を促進する。よって、不動産の発展は家計消費を促進するかそれとも抑えるかは明確ではない。本章では、各省の平均不動産価格で不動産の発展規模を評価し、その農村部家計消費に対する影響を分析する。

以上の各変数のデータは『中国農村部家計調査統計年鑑』『中国人口と就職統計年鑑』『中国価格および都市部家計支出調査統計年鑑』『中国金融統計年鑑』と各省の統計年鑑によりデータを採り、筆者が計算したものである。本章で使用するデータは1999年から2011年までの中国30省・直轄市・自治区の横断データである。これらのデータはプール

7) 一般的には、ポール・クルーグマンが指摘しているように、実質利子率の低下は個人消費を刺激する。

8) $cdr = \frac{\text{各省農村部における15歳以下の人口数}}{\text{各省農村部における15歳から64歳までの人口数}}$ $odr = \frac{\text{各省農村部における64歳以上の人口数}}{\text{各省農村部における15歳から64歳までの人口数}}$

ドクロスセクションデータとして分析し、パネルデータとして用いることも可能である。

1.3.2 モデルの設定と推定方法

これまでの中国農村部家計の消費行動やその要因分析に関する先行研究の多くは、主に地域格差を考慮せずに時系列データと横断データを用いて分析を行っている。単なる時系列もしくは横断データ分析は、常に分析対象間の相違を推定結果に有効的に反映させることが難しく、それによって推定結果に偏りを引き起こす恐れがある。パネルデータは、ある期間中に同一の対象を継続的に観察し記録したデータであることから、時系列データと横断データの特徴を備えると同時に、個体間の相違をうまく反映することが可能である。また、パネルデータはプールドクロスセクションデータと異なり、各横断面間に、ある程度の相関関係を持つことが許容される。本章の問題意識は、農村部の消費行動要因における地域的な相違を検証することにあるが、中国の各省、直轄市と自治区の間には、経済発展の不均衡と文化習慣の違いによる地域的な差異がある一方で、それらの間の消費、所得などに関するデータが互いに独立しているとは断言できない。したがって、本章では全国30省・直轄市・自治区を東部、中部、西部という三つの地区に分割し⁹⁾、それぞれパネルデータモデルを構築し、Stata12ソフトで推定を行う。

推定式は以下のようである。

$$\ln(con_{k,it}) = \alpha_k + \beta_{1k} \ln(inc_{k,it}) + \beta_{2k} \ln(con_{k,it-1}) + \beta_{3k} \ln(eme_{k,it}) + \beta_{4k} ri_{k,it} \\ + \beta_{5k} \ln(cdr_{k,it}) + \beta_{6k} \ln(odr_{k,it}) + \beta_{7k} \ln(ur_{k,it}) + \beta_{8k} \ln(rem_{k,it}) + \varepsilon_{k,it}$$

ここで

$$k = \begin{cases} 1, & \text{中国東部地区} \\ 2, & \text{中国中部地区} \\ 3, & \text{中国西部地区} \end{cases} \quad \text{とする.}$$

$i=1, 2, \dots, j$ は各地区の省を表す。

t は時期を表し、 ε は誤差項である。

推定結果における見せかけの回帰を回避するために、推定を実施する前に対数変換し、各変数の水準に関して単位根検定を行った。単位根検定として主に用いられるADF(Augmented Dickey-Full)検定は、パネルデータモデルに適応していないため、ここでは均一の単位根を持つという帰無仮説を検定するLLCテスト(Levin-Lin-Chu 2002)と個別の単位根を持つという帰無仮説を検定するFish-PPテストを用いた。定常性を検定した結果、すべての変数が一次の和分過程でその1階の階差をとることで定常性を満たしたこと

9) 中国統計局の基準に従って、中国を東部、中部、西部地区に区分けする。東部は北京、天津、遼寧、河北、上海、江蘇、浙江、福建、山東、広東、海南を含む。中部は山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、黒龍江、吉林を含む。西部は内モンゴル、広西、重慶、甘肅、貴州、雲南、寧夏、青海、陝西、四川、新疆を含む。

から、以下の推定では見せかけの回帰は回避できているといえる。

1.3.3 記述統計

第 1.1 表～第 1.3 表は本章のデータの記述統計であり、 $\ln(con_{k,it})$, $\ln(inc_{k,it})$, $ri_{k,it}$, $\ln(con_{k,it-1})$, $\ln(eme_{k,it})$, $\ln(cdr_{k,it})$, $\ln(odr_{k,it})$, $\ln(ur_{k,it})$, $\ln(rem_{k,it})$ の観測数, 平均値, 標準偏差, 最小値, 最大値を示している。

第 1.1 表 東部地区

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(con_{k,it})$	143	3.35	0.54	2.14	4.49
$\ln(inc_{k,it})$	143	3.84	0.41	3.04	4.84
$\ln(con_{k,it-1})$	132	3.30	0.52	2.14	4.42
$\ln(eme_{k,it})$	143	-2.13	0.21	-2.57	-1.62
$ri_{k,it}$	143	0.27	2.16	-4.92	4.48
$\ln(cdr_{k,it})$	143	3.22	0.36	2.39	3.93
$\ln(odr_{k,it})$	143	2.62	0.19	2.16	3.16
$\ln(ur_{k,it})$	143	3.40	0.33	2.94	4.49
$\ln(rem_{k,it})$	143	8.22	0.61	6.87	9.79

第 1.2 表 中部地区

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(con_{k,it})$	104	2.84	0.40	2.01	3.59
$\ln(inc_{k,it})$	104	3.37	0.29	2.88	4.01
$\ln(con_{k,it-1})$	96	2.79	0.36	2.01	3.47
$\ln(eme_{k,it})$	104	-2.03	0.20	-2.52	-1.44
$ri_{k,it}$	104	-0.06	2.26	-4.01	5.05
$\ln(cdr_{k,it})$	104	3.38	0.27	2.82	3.82
$\ln(odr_{k,it})$	104	2.43	0.24	1.89	2.88
$\ln(ur_{k,it})$	104	3.70	0.23	3.09	4.03
$\ln(rem_{k,it})$	104	7.68	0.42	6.71	8.47

第 1.3 表 西部地区

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(con_{k,it})$	143	2.58	0.42	1.56	3.52
$\ln(inc_{k,it})$	143	3.10	0.31	2.57	3.95
$\ln(con_{k,it-1})$	132	2.53	0.39	1.56	3.37
$\ln(eme_{k,it})$	143	-2.18	0.43	-3.96	-1.50
$ri_{k,it}$	143	-0.23	2.40	-8.42	5.55
$\ln(cdr_{k,it})$	143	3.57	0.23	2.82	4.05
$\ln(odr_{k,it})$	143	2.35	0.29	1.84	3.22
$\ln(ur_{k,it})$	143	3.52	0.28	2.66	4.04
$\ln(rem_{k,it})$	143	7.62	0.38	6.95	8.51

1.3.4 推定結果

パネルデータの推定では、適切な回帰モデルを選択するために F 検定と Hausman 検定が判断基準として用いられる。以下の推定にも F 検定と Hausman 検定を通して、回帰モデルを選択する。

第 1.4 表 各地区における消費に対する影響要因の推定結果

	被説明変数 : $\ln con$					
	東部地区		中部地区		西部地区	
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
$\ln inc$	0.709** (0.085)	0.292** (0.057)	0.510** (0.091)	0.377** (0.080)	0.630** (0.090)	0.283** (0.060)
$\ln con_{(t-1)}$	0.302** (0.071)	0.732** (0.044)	0.294** (0.075)	0.616** (0.060)	0.388** (0.067)	0.617** (0.053)
$\ln eme$	0.276** (0.045)	0.142** (0.035)	0.352** (0.045)	0.212** (0.041)	0.302** (0.051)	0.146** (0.031)
ri	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.004 (0.002)	0.003 (0.003)	0.004 (0.002)	0.003 (0.002)
$\ln cdr$	-0.026 (0.049)	0.009 (0.022)	-0.146** (0.056)	0.004 (0.038)	-0.065 (0.059)	0.057 (0.044)
$\ln odr$	0.092** (0.043)	0.075** (0.034)	0.008 (0.051)	0.032 (0.036)	0.101 (0.053)	-0.017 (0.029)
$\ln ur$	0.098 (0.062)	-0.043 (0.029)	0.248** (0.078)	-0.042 (0.046)	0.021 (0.142)	0.056 (0.047)
$\ln rem$	0.015 (0.032)	0.018 (0.018)	0.113** (0.045)	0.070** (0.032)	0.076 (0.045)	0.162 (0.033)
観測数	132	132	96	96	132	132
$R^2(within)$	0.982	0.976	0.989	0.985	0.982	0.977
$R^2(between)$	0.974	0.998	0.668	0.982	0.889	0.982

$R^2(overall)$	0.977	0.990	0.926	0.984	0.954	0.978
F 検定	$F(10,113)=7.01$ $Prob>F=0.00$		$F(7,80)=5.80$ $Prob>F=0.00$		$F(10,113)=6.78$ $Prob>F=0.00$	
Hausman 検定	$\chi^2(8) = 100.96$ $prob > \chi^2 = 0.00$		$\chi^2(8) = 65.15$ $prob > \chi^2 = 0.00$		$\chi^2(8) = 149.48$ $prob > \chi^2 = 0.00$	

注：1) **は有意水準が 5%を示す。

2) ()内の値は標準誤差を表す。

3) 定数項の推定値は省略している。

以上の F 検定と Hausman 検定の結果から、本章ではパネルデータの固定効果モデルを選ぶ。

1.4 農村家計消費に対する影響要因の地域的相違

前節の推定結果（第 1.4 表）から、中国農村部家計消費とその要因、さらに地域ごとの要因の相違に関して以下のような結論が得られた。

(1) 所得は消費を左右する最も重要な要因である。

所得の消費に対する影響を見ると、東・中・西部地区の消費の所得弾力性は、それぞれ 0.709, 0.507, 0.623 で 5%有意である。三つの地区における家計消費がともに所得に敏感に反応し、所得と長期的な共和分関係があることがわかる。したがって、中国農村部家計において、所得は消費水準に影響を与える最も重要な要因の一つだと言える。つまり農村部家計の所得の増加は、農村部消費を大きく促進することができると考えられる。

(2) 消費習慣は各地区における農村部家計消費に対する影響が著しい

ランダムウォーク仮説では、もし消費者が恒常所得について合理的な期待を有しているとすると、1 期前の消費が今期の恒常所得の最適期待値になる。その場合、今期の消費が 1 期前の消費としか相関を持っていないことになる。すなわち、恒常所得に基づく消費が 1 期前の消費に依存するという回帰分析を行なうと、それ以外の説明変数は有意に非ゼロになることはない。

第 1.4 表の推定結果を見ると、各地区の消費習慣の弾力性がそれぞれ 0.302, 0.294, 0.388 で 5%有意であり、農村部の家計消費は消費習慣と高い相関を持っているが、ランダムウォーク仮説は成立していないことが分かる。

恒常所得については確実な予測が困難であることから、農村部家計が 1 期前の消費に従って今期の消費行動を決定することはできないと考えられる。これは中国経済転換期に消費者が多くの不確実性に直面していることを反映していると考えられる。

(3) 教育・医療保健支出は、他の消費項目の支出を抑制しており、この影響は東部地区よりも中・西部地区で強い

教育・医療保健支出の消費に対する影響を見ると、各地区の教育・医療保健支出の弾力

性は、それぞれ 0.276, 0.352, 0.302 で 5%有意である。すなわち、教育・医療保健支出の代理変数である実質医療保健、教育文化娯楽支出の対実質純所得比率が 1%上昇すると、東・中・西部地区における農村部家計の消費支出はそれぞれ 0.276%、0.352%、0.302%増加する。教育・医療保健支出は家計消費の一部分であるため、両者間で正の相関関係を表している。しかし、教育・医療保健支出の代理変数の増加率は、家計消費の増加率よりはるかに大きい。これは教育・医療保健支出が消費支出の他の項目を抑えていることを示している。また、地区ごとに見ると、中・西部農村部家計の消費支出が教育・医療保健支出から受けている影響は東部におけるより強いといえる。

中国の教育・医療保健改革は、個人の教育・医療保健支出を急速に増加させているが、持続的に上昇している高等教育費用とカバー率が極めて低い農村医療保険制度に直面している農村部家計は、他の消費項目の支出を減らし、貯蓄を増やすことを通じて将来の教育・医療保健に関する需要に対応せざるを得ない。分析からはこのような影響も地域ごとに異なっていることが明らかとなった。

(4) 実質利子率は農村部家計消費に影響を与えているとは言えない

第 1.4 表の推定結果を見ると、実質利子率の推定値が、すべて有意ではないことから、実質利子率の変化が各地区の農村部家計消費に影響を与えているとは言えない。

第 1.1 表～第 1.3 表に示したように、中国の実質利子率はゼロ近傍にとどまり、マイナスになる場合も出てきている。しかし、医療・養老、子供の将来の結婚費用等の諸問題を抱えている農村部家計は高い貯蓄傾向を表しており、農村部における貯蓄率は年々上昇しつづけている。したがって、現段階で、利子率を低下させることによって、農村部家計消費を刺激する政策は効果が小さいと考えられる。

(5) 人口年齢構造の消費に対する影響には地域的な違いがある

人口年齢構造の消費に与える影響を見ると、推定値が有意でないことから、老人扶養率は中・西部地区の家計消費に影響を与えているとは言えない。東部地区では 0.092 で有意となっているが、その影響は小さい。一方、子供扶養率は東・西部地区の家計消費に与える影響が有意ではないが、中部地区の家計消費に -0.146 という有意の負の影響を与えている。現時点で、年齢構造の変化が中国農村部家計消費に与える影響は、決して大きいとは言えない。

(6) 都市化の進捗と不動産発展が消費に与える影響は、ともに東・西部地区に対して有意ではなく、中部地区に対して有意である

各地区における都市化の進捗と消費の関係を見ると、東・西部地区には有意的な相関関係がない一方で、中部地区は著しい正の相関関係を示している。つまり、都市化率の向上が中部地区の農村部家計消費を高めたことがわかる。これは中国における都市化の発展の不均衡という実情と一致している。中国の都市化の発展は大きな地域格差があり、中国統

計局の報告によると、2011年中国東・中・西部地区の都市化率はそれぞれ61%、47%、43%で、中・西部の都市化率が東部の都市化率をはるかに下回っている¹⁰⁾。都市化の進展は明らかに東部、つまり沿海地域に偏っている。

都市化の水準が先進国のものに近い東部地区にとっては、都市化進度が農村部家計消費に与える影響は著しくないと考えられる。経済発展の最も遅れている西部地区において、近年「西部大開発」という政策の下で交通、水利、通信などのインフラ建設が大規模に実施されたが、その工業化の程度と都市の発展水準は東・中部地区と比べてまだ低い¹¹⁾。つまり、都市化の農村部家計消費に対する影響がまだ反映されていないと考えられる。一方、2005年に中部地区の工業化及び都市化の向上を目的とする「中部崛起」計画が本格的に始動されて以来、中部地区の経済は大きく成長し、都市化も急速に進んでいる。その発展の速度は東・西部を越えている¹²⁾。都市化の向上は、中部地区農村部家計消費に対して正の影響を表している。

各地区における不動産市場の発展も経済発展の不均衡で地域格差が存在する。経済が発達した東部地区では、不動産市場はすでに成熟している。その一方で、経済発展の最も遅れている西部地区では、その発展速度は比較的遅い。また、中部地区では近年、工業化と都市化の進展によって不動産市場が急速な発展を遂げている。以上のことから、不動産業の発展が農村部家計消費に与える影響は、都市化の影響と同じような特徴を表していると考えられる。

1.5 まとめ

本章では、省別・地域別パネルデータを用いて、中国各地区における農村部家計消費に対する影響要因を分析した。その結果は以下の通りである。

第1に、中国各地の農村部家計において、所得水準、消費習慣、教育医療改革による不確実性は消費に強い影響を及ぼしている。第2に、実質利子率の変化は中国農村部家計消費に顕著な影響を及ぼしていない。第3に、農村部における人口年齢構造の変化が中国農村部家計消費に与える影響は明確ではない。第4に、都市化進度と不動産業の発展は、東・西部地区の農村部家計消費に顕著な影響を与えておらず、中部地区では農村部家計消費にプラスの影響を与えている。

これらの結果から、農村部家計消費を促進するため、中国農村部全体では家計所得を増加させると同時に、教育・医療に関する制度を整備する政策を進めるべきである。その一方で、利子率の調整によって農村部家計消費を刺激する金融政策の効果は小さいと考えら

10) 「十六大から十八大まで経済社会の発展成果に関するシリーズ報告」 中国統計局総合司 2012年8月15日

11) 「中国西部発展報告(2013)」

12) 「十六大から十八大まで経済社会の発展成果に関するシリーズ報告」 中国統計局総合司 2012年8月15日

れる。また、地域ごとに都市化の推進や不動産の発展の程度が消費を促進する効果は異なっているが、経済発展が遅れている中・西部地区では、都市化の推進と不動産の発展を通じて、農村部家計消費を増加させることができる可能性がある。

本章の分析を通じて、地域ごとに消費の要因が異なっており、地区ごとの政策の重要性について、明確にすることが出来たが、残された課題も多い。

1. 社会保障、医療などの福利厚生制度の未整備のため、中国農村部家計は所得リスクだけでなく、支出リスクにも直面している。所得、支出の不確実性の影響を受け、とくに農村部家計の予備的貯蓄動機について、更なる分析が必要である。
2. 人口年齢構成は短期的に変化しないため、児童・高齢者扶養率の変化を観測するには長期的なデータが必要である。本章で考察したデータ期間は13年間であるため、扶養率係数の推定値が人口年齢構成の変化が消費に与える影響を十分に反映しているとは言えない。厳密な理論と推定手法のもとでより長期データを利用して、人口年齢構成の変化が消費に与える影響に関する研究は人口の高齢化が進む中国経済にとって重要である。

第2章 任意加入型社会養老年金と家計消費・貯蓄行動

— CHFS 家計調査データによる実証分析

2.1 はじめに

経済改革以来、中国の家計部門における銀行預金は経済成長、家計可処分所得の成長を上回る速度で上昇している(袁志剛ほか, 2005)。「高貯蓄、高投資、高輸出」は中国经济発展の独特な特徴となっている。2008年の世界金融危機以降、輸出の大幅な下落が中国经济に大きなダメージを与え、経済成長が減速し始めている。さらに、社会高齢化の急速な進展に伴い、中国は2000年代に人手不足が顕在化し賃金が急上昇する局面を迎え、2010年以降人口オナーズを背負うようになった(厳善平, 2013)。人口ボーナスを享受し高い経済成長を実現してきた中国にとって、輸出主導という外需依存型の成長パターンはもはや限界に達している。「経済発展方式の転換」、即ち、輸出主導から内需(特に個人消費)主導へと、経済成長の原動力をシフトさせることは中国经济を安定的に持続させる鍵となっている。

しかし、中国の家計消費は長らく低迷し続け、その対GDP比率は2000年の46.69%から2011年の34.39%まで低下した。一方、家計貯蓄率は高い水準に留まっており、2011年の中国都市部、農村部における家計貯蓄率はそれぞれ30.5%、25.2%に上っている(楊継軍ほか, 2013)。家計貯蓄比率の高騰による消費比率の持続的な低下は、中国の長期的な経済成長を制約する主な要因となっている。このような特異な高貯蓄・低消費体質がどのように形成されたかについて、中国の国内外では様々な研究がなされてきた。その中で、90年代に行われた教育、住宅、医療などの一連の社会厚生改革により、家計の予備的貯蓄動機が強くなったことが高貯蓄比率の最も主な要因とされている(張明, 2007; 易行健ほか, 2008; 楊汝岱ほか, 2009; Chamon and Prasad, 2010)。また、社会保険制度の不備が家計の将来に対する不安や不確実性を上昇させ、家計消費を抑えたと指摘されている。

社会基本養老保険は社会保険制度の重要な一環として、注目を集めている。家計の将来に対する不安や不確実性を緩和させ、家計消費を上昇させるために、中国政府は2009年から一連の基本養老保険改革を行い、国民皆年金制度の確立を目指している。その具体的な政策として、従来の強制加入型「都市企業職工養老年金」と国の全額負担型「公務員年金」以外、政府は農村住民を対象とする「新型農村社会年金」と「都市企業職工養老保険」の加入条件を満たしていない都市部の住民を対象とする「都市住民社会年金」をスタートさせた。両制度はいずれも任意加入となっているが、2014年末現在の両者の加入者数は合計5.01億人に達している。「新型農村社会年金」と「都市住民社会年金」は果たして政府の期待通りに予備的貯蓄動機を弱め、家計消費を牽引できるだろうか。そこで本章では、この問題意識に対し、「新型農村社会年金」、「都市住民社会年金」のそれぞれが農村部の

家計消費，都市部の家計消費への影響に注目し，任意加入型養老年金と家計消費・貯蓄行動の関係を検証する。

本章の構成は以下の通りである。第2節では養老年金と家計消費・貯蓄行動に関する先行研究をサーベイした上で，本研究の位置づけを行う。第3節では本章で用いるデータと主な説明変数について説明する。第4節では推定結果を論じる。第5節では本章の実証結果から得られる政策的含意を述べる。

2.2 先行研究

社会養老年金が家計消費や貯蓄に与える影響について，数多くの研究が理論面と実証面から分析されている。

Feldstein(1974)は労働者の定年退職年齢の決定を内生化した拡張ライフサイクルモデルを構築し，不確実性と流動性制約が存在しない場合，養老年金と家計貯蓄の関係は代替的であると指摘し，養老年金加入者が将来もらえる養老年金を予期した上で，当期の家計貯蓄が減少することを指摘している。即ち，養老年金は強制的に貯蓄させるという形で家計の当期の貯蓄をクラウドディング・アウトすると述べている。しかし，不確実性と流動性制約が存在する場合，養老年金と家計貯蓄の関係はより複雑となっている。養老年金は老後の生活保障を提供し，家計の将来所得に対するリスクを低下させることを通じて，予備的貯蓄動機を弱め，家計消費を上昇させる可能性がある(Hubbard et al., 1987 ; Rojas et al., 2008) 。一方，流動性制約に直面している家計にとって，金融市場を通じて消費を平準化することができないため，養老年金の支払は当期の家計消費を減少させる可能性がある(Hubbard, 1986 ; Alessie et al., 2013)。

実証面においても統一的な結論が得られていない。Feldstein (1974)はアメリカの時系列データを用いて，養老年金と家計貯蓄の関係を分析し，両者の関係が代替的であり，アメリカにおける養老年金制度が家計消費を上昇させると指摘している。マクロの時系列データを用いた分析は，個体の差異をコントロールできない，あるいは多重共線性を引き起こしやすいなどの問題があると指摘されたため，それ以降の研究はミクロの家計調査データを用いて養老保険と家計消費・貯蓄行動を考察することが主流となっている。Dicks-Mireaux et al.(1984), Gale(1998)は養老年金在家計貯蓄に負の影響を与えると指摘しているが，Kotlikoff(1979), Venti et al.(1990)は養老年金と家計貯蓄の間に有意な関係が存在していないと主張している。

社会保障制度が整備されていない中国においては，社会養老年金と家計消費・貯蓄行動に関する研究は決して多いとは言えない。彭然浩ほか(2007), 何立新(2008), 石陽ほか(2010)は中国における「都市企業職工養老年金」が家計貯蓄と代替的な関係であり，養老年金が都市部における家計の当期消費を上昇させると指摘している。一方，王晓霞ほか(2008),

白重恩ほか(2012), 鄒紅ほか(2013)は「都市企業職工養老年金」が都市部の家計消費をクラウディング・アウトさせると指摘し, その要因として流動性制約や強い予備的貯蓄動機
の存在を指摘している.

これまでの先行研究の多くは先進諸国を対象としており, 分析の対象期間やその結果も様々である. 本章は中国を分析対象に焦点を当てているため, 本研究の特徴は中国を分析対象とした先行研究との比較から以下のようにまとめられる. まず, これまでの先行研究は主に強制加入型を研究対象として, 流動性制約や不確実性の影響要因を考慮せずにマクロデータで養老年金の家計消費・貯蓄行動に与える影響を考察している. 本章では, 任意加入型である「新農村社会養老年金」と「都市住民社会養老年金」を研究対象として, ミクロの家計調査データで両者の農村部, 都市部における家計消費・貯蓄行動に及ぼす影響をそれぞれ分析する. また, 任意加入型社会養老年金への加入に関する意思決定が内生的であるため, 本章は二段階処置効果モデルを用いて, このような自己選択による内生性問題に対処する. さらに, 分析する際に, 世帯主の個人属性と世帯属性をコントロールすると同時に, 流動性制約とリスク選好を主な説明変数としてモデルに入れ, 両者の家計消費・貯蓄行動及び養老年金加入に及ぼす影響を考察する.

2.3 データ及び分析手法

2.3.1 データの出所及びサンプルの選択

本章で用いるデータは CHFS「China Household Finance Survey (中国家計金融調査)」と呼ばれる個票データであり, 2011 年に中国西南财经大学が行った中国の農村と都市における家計調査である. CHFS は, 層化 3 段抽出法で全国 25 省から無作為抽出された 8438 家計¹⁾に対してアンケート方式で収集されたものである. 調査の質問票は, 対象者(及び配偶者)の就業・就学・健康状態・社会保障・生活習慣に加え, 対象者世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居など, かなり包括的なトピックをカバーしている.

世帯主は家計内における意思決定者となることが多いため, その社会養老年金の加入状況は家計消費・貯蓄行動に大きな影響を与える. また, 家計の社会年金加入率が高いか否かに関しては統一的な判断基準がまだ形成されていない. したがって, 本章は世帯主の社会養老年金の加入状況を家計が社会養老年金に加入するか否かの判断基準にする.

本章は世帯主が任意加入型社会養老年金制度に適応する家計を研究対象とするため, 世帯主が「都市企業職工養老年金」や「公務員年金」に加入した家計を除外する. 任意加入型社会養老年金制度により, 従来の社会公的年金制度に適応しない 59 歳を超えた住民は, 養老年金を支払わずに直接政府から毎月 55 元の基本養老金を受け取る. 59 歳を超えた高齢者たちにとって, 養老年金による所得の直接的な増加は彼らの生活水準の改善をもたらす

¹⁾ その中, 農村部家計 3244 世帯, 都市部家計 5194 世帯を含んでいる.

うる。本章は任意加入型社会養老年金への加入が家計消費・貯蓄行動に及ぼす影響を注目するため、ここでは59歳を超える成員を含む家計も除外する。また、家庭規模が10人を超える場合、家庭の消費・貯蓄行動に関する意思決定がより複雑になり、家庭における意思決定者も特定されにくくなる(謝潔玉ほか、2013)。したがって、ここでは10人以上を持つ家計もサンプルから除外する。さらに、年間総可処分所得が1000元以下もしくは消費支出が可処分所得の五倍を超えている家計を異常値として除外する。

「新型農村社会年金」と「都市住民社会年金」はそれぞれ農村戸籍、都市戸籍を持つ住民に適応する。一部分の農村戸籍を持つ家庭が都市に住んでいることを考慮し、ここでは都市部に居住し都市戸籍を持つ家庭、農村部に居住し農村戸籍を持つ家庭をそれぞれ都市部家計、農村部家計と定義する。

2.3.2 実証モデル

任意加入型社会養老年金に加入するか否かは世帯主の意思で内生的に決められているため、通常の最小二乗法による分析はバイアスが生じる可能性がある。このような自己選択による内生性問題を回避するために、本章は二段階処置効果モデル(two step treatment effect model)を使って、世帯主の養老年金加入意思決定に影響を及ぼす要因とこの加入意思決定が家計貯蓄に及ぼす影響を同時に推定する。本章の回帰モデルを(2.1)式のように設定する。

$$Save_{ij} = \beta_0 + \beta_1 insurance_{ij} + \beta_2 risk_{ij} + \beta_3 constraint_{ij} + \beta_4 P_{ij} + \beta_5 H_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2.1)$$

ここで、 $Save_{ij}$ はj省におけるi家庭の家計貯蓄率、 $risk_{ij}$ は世帯主のリスク選好である。 $insurance_{ij}$ はダミー変数で、任意加入型社会養老年金に加入した世帯主の家庭を1で、加入しなかった世帯主の家庭を0で表記する。 $constraint_{ij}$ はダミー変数で、流動性制約に直面している家庭を1で、直面していない家庭を0で表記する。 P_{ij} は婚姻、教育レベル、健康状態など世帯主の個人属性をコントロールできる一連の制御変数を組み合わせたベクトルで、 H_{ij} は家庭年総可処分所得、家庭総資産などの家庭属性をコントロールできる一連の制御変数を組み合わせたベクトルである。 ε_{ij} は攪乱項である。世帯主が任意加入型社会養老年金に加入するか否かは潜在変数 $insurance_{ij}^*$ で決められる。本章は潜在変数 $insurance_{ij}^*$ の決定方程式を(2.2)式のように設定する。

$$insurance_{ij}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln_income_{ij} + \alpha_2 \ln_asset_{ij} + \alpha_3 risk_{ij} + \alpha_4 constraint_{ij} + \alpha_5 P_{ij} + \alpha_6 Hsize_{ij} + \mu_{ij} \quad (2.2)$$

ここで、 \ln_income_{ij} は家庭年総可処分所得の対数、 \ln_asset_{ij} は家庭総資産の対数、 $Hsize_{ij}$ は家庭人口規模である。したがって、世帯主の社会養老年金加入に関する意思決定は以下

のようになる。

$$insurance_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } insurance_{ij}^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2.3)$$

また、(2.1)式と(2.2)における攪乱項である ε_{ij} と μ_{ij} はともに平均値が 0 である二変数正規分布に従い、標準偏差が(2.4)式で決定されていると仮定する。

$$\begin{pmatrix} \delta_\varepsilon & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \quad (2.4)$$

本章は Maddala(1983)を参考し、(2.1)式と(2.2)式に対して同時推定を行う。推定を行う際、両式における攪乱項の相関関係を検定する必要がある。 ε_{ij} と μ_{ij} がお互いに相関している場合、通常の最小二乗法による回帰分析は不偏性が満たされなくなるため適応されない。この場合、同時推定式の攪乱項の間に相関を持つことを許す二段階処置効果モデルを用いることが適切だと考えられる。次節の分析では攪乱項が相関関係を持つ場合に備えて、二段階処置効果モデルを用いて分析する。そこでは、尤度比検定(Likelihood ration test)を通じて両式の攪乱項の相関関係を検定することで、この推定モデルの適応性を確認する。

2.3.3 主な変数の定義及び記述統計

実証分析で用いる被説明変数と主な説明変数は以下のように定義される。

(1) 家計貯蓄率 (*save*)

本章の被説明変数として、家計貯蓄率は以下の式によって計算される。

$$save1 = (\text{家庭可処分所得} - \text{家計消費}) / \text{家庭可処分所得}$$

上式で使われている家計消費は食品、服装、日常用品、交通通信、文化娯楽、教育、医療保険などを含む日常支出であり、耐久財を含んでいない。

教育、医療保険は人的投資として、その支出が一定の硬直性を持つと考えられるため、ここでは教育、医療保険を含まない消費で計算された貯蓄率を第 2 種類の家計貯蓄率 (*save2*)と定義し、推定結果の頑健性を検証する。即ち、

$Save2 = (\text{家庭可処分所得} - \text{家計消費(教育・医療保健を含まず)}) / \text{家庭可処分所得}$ とする。

(2) 任意加入型社会養老年金の加入 (*insurance*)

本章は世帯主の社会養老年金の加入状況を家計が任意加入型社会養老年金に加入するか否かの判断基準にする。したがって、ここでは家計の任意加入型社会養老年金の加入状況を *insurance* というダミー変数で表記し、世帯主が任意加入型社会養老年金に加入している家計を 1、加入していない家計を 0 と定義する。

(3) リスク選好 (*risk*)

CHFS アンケートの A004 は以下の設問となっている。

もし資金を持つなら、どのような投資プログラムを選択しますか？

(1)高リスク、高収益率である投資プログラム;(2)リスクと収益率がともに比較的に高い投資プログラム ; (3)リスクと収益率がともに平均的である投資プログラム ; (4)リスクと収益率がともに比較的に低い投資プログラム ; (5)リスクを負担したくない

ここでは、以上の五つの選択にそれぞれ 4 から 0 までの数値を与え、世帯主のリスク選好を測っている。リスク選好が低い世帯主ほどより慎重的な消費習慣を持つため、その貯蓄意欲も比較的に低いと考えられる。

(4) 流動性制約 (*constraint*)

Feder et al.(1990)と Jappelli(1990)は銀行ローンの需要と供給の両側面から流動性制約について考察し、「銀行ローンの申請が拒否される恐れがあり、申請しない」「銀行ローンを申請したが拒否された」を家計が流動性制約に直面しているか否かの判断基準としている。

CHFS アンケートの B3001, B3002, C2024, C2025, C7014, C7015 はそれぞれ家庭の農業・ビジネス、住宅、車に関する銀行貸出行動に対して以下の設問を通じて確認している。

問題 1 に関して、あなたの家は今銀行ローンがあるか

- ① ある ② ない

問題 2 なぜ銀行ローンを組まないか

- ① 必要はない ② 申請したことがあるが、拒否された
③ 必要だが、申請したことがない ④ すでに返済した

本章は Feder et al.(1990)と Jappelli(1990)を参考にし、問題 1 の(2)と問題 2 の(2)(3)を選択した家計を流動性制約に直面している家計と定義する。

また、クレジットカードはカードローンを提供することで消費者の所得・流動性制約を緩和させ、現時点で十分な所得や資産を保有していなかったとしても消費者がより多くの消費を行うことを可能にする。クレジットカードの利用情報も流動性制約を考察するもう一つの手段としてよく使われている(Zeldes, 1989 ; Jappelli et al., 1998)。CHFS アンケートの E2002 から E2018 は家計におけるクレジットカードの利用状況を提供している。ここでは、返済できない恐れがあり、クレジットカードを申請していない、もしくはクレジットカードの申請が拒否された家計も流動性制約に直面している家計と定義する。

実証分析で用いる世帯主の個人属性と世帯属性に関する制御変数は第 2.1 表のようにまとめられる。

第 2.1 表 制御変数の名称及び定義

世帯主の個人属性	<i>age</i>	年齢
	<i>marriage</i>	婚姻状態(ダミー変数で, 1=結婚, 0=未婚)
	<i>edu</i>	教育水準(0=学校に通ったことがない, 1=小卒, 2=中卒, 3=高卒, 4=大卒及び大卒以上)
	<i>health</i>	健康状態(1=非常に悪い, 2=悪い, 3=普通, 4=良い, 5=非常に良い)
	<i>regen</i>	性別(ダミー変数で, 1=男性, 0=女性)
	<i>ethnic</i>	民族(ダミー変数で, 1=漢民族, 0=少数民族)
	<i>poli_station</i>	政治身分(ダミー変数で, 1=党员, 0=非党员)
世帯属性	<i>ln_income</i> (万元)	家計年間総可処分所得の対数
	<i>ln_asset</i> (万元)	家計総資産の対数(住宅などの非金融資産と銀行貯蓄などの金融資産を含む)
	<i>Hsize</i>	世帯総人口
	<i>childr</i>	児童扶養率

実証分析で用いる重要変数に関するデータが欠損している家計を除外した後, 最終的に 3531 家計が分析対象となった. そのうち, 都市部における家計は 1313 世帯, 農村部における家計は 2198 世帯である. 第 2.2 表は分析に使用した変数の記述統計を都市・農村部別で示している.

第 2.2 表 各変数の記述統計量(都市・農村別)

<i>Variable</i>	<i>city</i>			<i>rural</i>		
	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>
<i>save1</i>	1313	0.28	0.57	2198	0.21	0.61
<i>save2</i>	1313	0.14	0.66	2198	0.08	0.73
<i>insurance</i>	1313	0.68	0.47	2198	0.20	0.40
<i>risk</i>	1313	1.53	1.24	2198	1.23	1.24
<i>constraint</i>	1313	0.27	0.45	2198	0.44	0.50
<i>age</i>	1313	41.16	9.52	2198	43.94	9.67
<i>marriage</i>	1313	0.86	0.35	2198	0.93	0.26
<i>edu</i>	1313	2.80	0.87	2198	1.70	0.90
<i>health</i>	1313	3.51	0.83	2198	3.42	0.97
<i>regen</i>	1313	0.60	0.49	2198	0.62	0.49
<i>ethnic</i>	1313	0.97	0.18	2198	0.96	0.18
<i>poli_station</i>	1313	0.22	0.41	2198	0.06	0.23
<i>ln_income</i> (万元)	1313	1.56	1.04	2198	1.01	0.23
<i>ln_asset</i> (万元)	1313	3.23	2.01	2198	2.18	1.66
<i>Hsize</i>	1313	3.02	1.03	2198	3.74	1.38
<i>childr</i>	1313	0.15	0.17	2198	0.16	0.18

都市・農村部家計の記述統計量を比較すると, 次のことが分かる. まず, 都市部家計と比べ, 農村部家計は家計貯蓄率や家計可処分所得, 家計総資産においても低い水準に留まっている. つまり, 農村部家計はより低い生活水準を持っている. また, 任意加入型養老

年金の平均加入率は、都市・農村部でそれぞれ 68%、20%となっており、農村部家計の養老年金加入率は都市部家計よりもはるかに低い。さらに、都市・農村部家計の平均リスク選好はそれぞれ 1.53、1.23 であり、農村部家計の将来に関するリスク回避度は都市部家計より高い。加えて、都市・農村部における流動性制約に直面している家計の割合はそれぞれ 27%、44%であり、農村部家計は都市部家計よりも金融市場で融資を受けることが難しいと言える。以上で述べたように、都市部家計と農村部家計は生活水準や社会保障などに関して大きな差がある。そこで、次節では都市部家計と農村部家計を分け、任意加入型養老年金が両者の消費・貯蓄行動に与える影響をそれぞれ分析する。

2.4 実証分析

2.4.1 推定結果

第 2.3 表と第 2.4 表はそれぞれ都市部、農村部の推定結果を示している。その中で、(1) は教育・医療保健支出を含む消費支出により計算された家計貯蓄率を被説明変数とした結果であり、(2) は教育・医療保健支出を含まない消費支出により計算された家計貯蓄率を被説明変数とした結果である。

第 2.3 表 養老年金の加入と都市部家計貯蓄率

	(1)		(2)	
	<i>save1</i>		<i>save2</i>	
<i>main regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	0.232***	(47.57)	0.233***	(49.63)
<i>ln_asset</i>	-0.009***	(-16.55)	-0.011***	(-22.22)
<i>age</i>	0.001	(0.47)	0.000	(0.24)
<i>marriage</i>	-0.026**	(-2.38)	-0.031***	(-3.10)
<i>edu</i>	-0.027**	(-2.11)	-0.023*	(-1.90)
<i>health</i>	-0.006***	(-6.95)	-0.007***	(-7.44)
<i>regen</i>	-0.005	(-0.48)	-0.010	(-1.08)
<i>ethnic</i>	0.013	(0.88)	0.015	(0.61)
<i>poli_station</i>	0.016**	(2.30)	0.013***	(2.86)
<i>Hsize</i>	-0.010**	(-2.24)	-0.013**	(-2.44)
<i>childr</i>	0.073*	(1.94)	0.065**	(2.02)
<i>risk</i>	-0.019**	(-2.07)	-0.019**	(-2.16)
<i>constraint</i>	0.018**	(2.17)	0.012**	(2.29)
<i>city_insurance</i>	-0.163***	(-2.60)	-0.098***	(-2.59)
	<i>city_insurance</i>		<i>city_insurance</i>	
<i>selection regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	0.280***	(2.61)	0.276**	(2.55)
<i>ln_asset</i>	0.015	(0.41)	0.014	(0.37)
<i>regen</i>	-0.080	(-0.44)	-0.081	(-0.43)
<i>marriage</i>	0.573***	(4.04)	0.566***	(4.00)
<i>edu</i>	0.323***	(9.11)	0.319***	(9.52)
<i>health</i>	0.035**	(2.31)	0.037**	(2.02)

<i>poli_station</i>	0.403***	(7.95)	0.403***	(9.80)
<i>ethnic</i>	0.321	(1.59)	0.311	(1.50)
<i>Hsize</i>	-0.151***	(-8.10)	-0.144***	(-8.08)
<i>risk</i>	-0.054***	(-5.49)	-0.055***	(-6.18)
<i>constraint</i>	-0.228***	(-3.56)	-0.230***	(-3.51)
<i>province</i>	<i>control</i>		<i>control</i>	
<i>N</i>	1313		1313	
<i>rho</i>	0.404		0.231	
<i>sigma</i>	0.223		0.217	
<i>lambda</i>	0.09		0.05	
<i>Wald test of indep. eqns.</i> (<i>rho</i> = 0)	chi2=10.34 Prob > chi2 = 0.001		chi2=15.21 Prob > chi2 = 0.000	

注) t 値はクラスターとしたクラスター・ロバスト標準誤差で計算されたものである。*, **,

*** はそれぞれ 10%, 5%, 1% で有意であることを示している。

第 2.4 表 養老年金の加入と農村部家計貯蓄率

	(1)		(2)	
	<i>save1</i>		<i>save2</i>	
main regression	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	0.210***	(15.68)	0.215***	(12.28)
<i>ln_asset</i>	-0.008**	(-2.37)	-0.008**	(-2.04)
<i>age</i>	0.003***	(3.04)	0.002***	(8.16)
<i>marriage</i>	-0.042	(-1.20)	-0.017	(-0.43)
<i>edu</i>	-0.031**	(-2.24)	-0.025*	(-1.77)
<i>health</i>	-0.009**	(-2.25)	-0.013**	(-2.50)
<i>regen</i>	-0.016	(-1.49)	-0.018	(-1.18)
<i>ethnic</i>	0.035	(1.21)	0.038	(1.15)
<i>poli_station</i>	0.01	(0.21)	0.016	(0.43)
<i>Hsize</i>	-0.013**	(-2.37)	-0.011**	(-1.98)
<i>childr</i>	0.043***	(3.53)	0.091***	(3.23)
<i>risk</i>	-0.012**	(-2.69)	-0.012**	(-2.49)
<i>constraint</i>	0.024**	(1.99)	0.025**	(1.95)
<i>rural_insurance</i>	-0.249***	(-8.25)	-0.291***	(-7.65)
	<i>rural_insurance</i>		<i>rural_insurance</i>	
selection regression	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	-0.036	(-0.26)	-0.042	(-0.30)
<i>ln_asset</i>	0.145***	(2.73)	0.153***	(3.03)
<i>regen</i>	0.052***	(3.55)	0.051***	(3.92)
<i>marriage</i>	0.138	(0.93)	0.137	(0.94)
<i>edu</i>	0.064	(1.60)	0.070	(1.68)
<i>health</i>	-0.013	(-0.30)	-0.013	(-0.33)
<i>poli_station</i>	0.146	(0.57)	0.137	(0.54)
<i>ethnic</i>	0.492	(1.43)	0.508	(1.42)
<i>Hsize</i>	-0.082***	(-6.78)	-0.084***	(-6.73)
<i>risk</i>	-0.044*	(-1.80)	-0.042*	(-1.88)
<i>constraint</i>	-1.032**	(-2.39)	-1.041**	(-2.56)
<i>province</i>	<i>control</i>		<i>control</i>	
<i>N</i>	2198		2198	
<i>rho</i>	0.553		0.641	

<i>sigma</i>	0.256	0.261
<i>lambda</i>	0.141	0.168
<i>Wald test of indep. eqns.</i> (<i>rho</i> = 0)	chi2=24.27 Prob > chi2 = 0.000	chi2=70.38 Prob > chi2 = 0.000

注) t 値はクラスターとしたクラスター・ロバスト標準誤差で計算されたものである。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1%で有意であることを示している。

2 種類の家計貯蓄率による推定結果を全体的に比較すると、各回帰係数の値は多少異なるが、有意性と符号の正負については大きな違いが見当たらないことが分かる。これは推定結果が頑健であることを示している。そこで、以下では(1)の結果に焦点を当てる。

まず、任意加入型養老年金の加入に関する自己選択から生じる内生性が存在するか否かを確認する。尤度比検定の結果から、回帰方程式の攪乱項と意思決定方程式の攪乱項が無相関であるという帰無仮説は棄却された。これは任意加入型養老年金に加入するか否かが内生的に決定されていることを意味している。したがって、本章の問題分析に対して二段階処置効果モデルを用いることは適切だと考えられる。

次に、第 2.3 表と第 2.4 表における回帰方程式の推定結果(main regression)をみると、都市・農村部ごとで主な説明変数であるリスク選好、流動性制約、任意加入型養老年金の家計貯蓄率に与える影響に関するパラメータの符号と有意水準が一致しているほか、世帯属性をコントロールする各制御変数の家計貯蓄率に及ぼす影響も大きな違いは見当たらない。ただし、世帯主の個人属性に関する各制御変数の家計貯蓄率に及ぼす影響の中には一致しないものが見受けられる。

世帯属性に関する制御変数についての結果をみると、家計可処分所得の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部では共に正で統計的に有意であることが分かる。これは限界消費性向逡減の法則に一致している。一方、家計総資産の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部では共に負で統計的に有意である。所有資産が多いほど、家計の直面している流動性制約や将来に関する不安などを緩和すると考えられる。また、より多くの資産を持つ家計は消費意欲が相対的に強く、その貯蓄意欲は相対的に低いと考えられる。また、世帯人口規模の家計貯蓄率に及ぼす影響は都市部、農村部では共に負で統計的に有意である一方、児童扶養率の家計貯蓄率に及ぼす影響は共に正で統計的に有意である。教育コストが上昇し続ける中国では、将来の育児負担を抱える家計はより強い貯蓄意欲を持っていると考えられる。

世帯主の個人属性に関する制御変数についての結果をみると、教育水準と健康状態の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部では共に負で統計的に有意であることが分かる一方、世帯主の性別と民族の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部のいずれも統計的に有意な水準ではない。世帯主の教育水準がより高い家計はより安定的な収入源があり、その予備的貯蓄動機も比較的到低い(陳斌開ほか、2013)と考えられる。また、良い健康状

態を持つことは世帯主の将来の健康や生活に関する不安を減少させ、家計の予備的貯蓄動機を弱めさせると考えられる。その他、世帯主の年齢の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部では統計的に有意な水準で計測されない一方、農村部では正で統計的に有意であることが観察される。世帯主の政治身分と婚姻状態の影響については、都市部では正で統計的に有意であることが分かるが、農村部では統計的に有意な水準ではない。

リスク選好と流動性制約に関する係数をみると、リスク選好の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部では共に負で統計的に有意であることが分かるが、流動性制約の家計貯蓄率に及ぼす影響は、都市部、農村部では共に正で統計的に有意である。より高いリスク選好を持つ世帯主は将来に関する不安がより少ないため、その予備的貯蓄動機も比較的低いと考えられる。金融市場を通じて借入れできない家計にとって、家計貯蓄は金融市場での流動性制約を回避し、消費を平準化させる主な手段となっている。そこで、流動性制約の存在は家計貯蓄率を上昇させると考えられる。

最も注目すべき任意加入型養老年金に関する係数をみると、養老年金加入の家計貯蓄率に及ぼす影響は都市部、農村部では共に負で統計的に有意であることが分かる。さらに、推定係数の値をみると、養老年金の加入が農村部の家計貯蓄率に与える影響は、都市部よりはるかに強いことが分かる。つまり、任意加入型養老年金の加入は家計貯蓄率を低下させる可能性があり、さらに、その効果は農村部ではより強いと考えられる。これは以下の二つの理由が考えられる。第一に、養老年金は老後の生活保障を提供することで家計の将来に関する不安や不確実性を低下させ、家計の予備的貯蓄動機を弱めさせることができるため、養老年金の加入は家計貯蓄率を引き下げると考えられる。第二に、金融市場の完備性が低い中国では、家計の投資資金の調達手段が相対的に不足している。特に、金融発展が遅れている農村部の家計にとって、銀行貯蓄は主な投資資金の調達手段となっている。中国人民銀行による利子率の頻繁的な引き下げは家計の貯蓄収益を低下させると同時に、運用利回りが確定的な養老年金収益に関する予測値を相対的に高めさせる。養老年金の収益に関する予想値が上昇することは家計貯蓄率を低下させ、家計消費を上昇させると考えられる。

最後に、第 2.3 表と第 2.4 表における養老年金の加入に関する決定方程式の推定結果(selection regression)を通じて、世帯主の養老年金加入意思の決定に影響を及ぼす要因を考察する。

世帯主の個人属性と家庭規模をコントロールした後、世帯主の養老年金加入意思の決定に影響を及ぼす要因は都市部、農村部では3つの同じ特徴を表している。第一に、経済状況を反映する家計可処分所得と総資産に関する係数をみると、都市部においても農村部においても、可処分所得の水準もしくは総資産の水準がより高い家計の世帯主は、養老年金に加入する確率がより高いことが分かる。第二に、リスク選好に関する係数をみると、負

で統計的に有意であり、高いリスク選好を持つ世帯主ほど養老年金に加入する確率がより低いことが分かる。第三に、流動性制約に関する係数をみると、負で統計的に有意であり、流動性制約に直面している世帯主ほど養老年金に加入する確率がより低いことが分かる。つまり、任意加入型養老年金の加入者は比較的経済状況が良い家計に集中しているほか、リスク選好と流動性制約は養老年金の加入率に負の影響を与える。

2.4.2 頑健性の検証

推定結果の頑健性をさらに検証するため、本節では家計の平均消費性向の対数を被説明変数として再び分析を行う。第 2.5 表、第 2.6 表はそれぞれ都市部、農村部に関する再検証の結果をまとめたものである。その中で、(1)は教育・医療保健支出を含む消費支出により計算された家計の平均消費性向の対数を被説明変数とし、(2)は教育・医療保健支出を含まない消費支出により計算された家計の平均消費性向の対数を被説明変数としている。2 種類の家計の平均消費性向による推定結果を全体的に比較すると、各回帰係数の値は多少異なるが、有意性と符号の正負について大きな違いが見当たらないことが分かる。そこで、以下では(1)の結果に焦点を当てる。

第 2.5 表 養老年金の加入と都市部家計平均消費性向

	(1)		(2)	
	<i>lnAPCI</i>		<i>lnAPC2</i>	
<i>main regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	-0.687***	(-37.14)	-0.684***	(-28.79)
<i>ln_asset</i>	0.027***	(3.33)	0.031***	(4.86)
<i>age</i>	-0.001	(-0.20)	-0.003	(-0.64)
<i>marriage</i>	0.024*	(1.96)	0.078*	(1.85)
<i>edu</i>	0.080***	(3.18)	0.061***	(3.46)
<i>health</i>	0.012***	(4.78)	0.016***	(5.16)
<i>regen</i>	0.002	(0.10)	0.02	(0.90)
<i>ethnic</i>	-0.01	(-0.21)	-0.007	(-0.21)
<i>poli_station</i>	-0.022	(-0.90)	-0.014	(-1.12)
<i>Hsize</i>	0.080***	(4.04)	0.050***	(3.04)
<i>childr</i>	-0.169***	(5.59)	-0.232***	(4.25)
<i>risk</i>	0.070**	(2.48)	0.064**	(2.16)
<i>constraint</i>	-0.031***	(-4.03)	-0.068***	(-5.51)
<i>city_insurance</i>	0.409***	(8.05)	0.346***	(11.15)
	<i>city_insurance</i>		<i>city_insurance</i>	
<i>selection regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	0.285**	(2.51)	0.282**	(2.48)
<i>ln_asset</i>	0.015	(0.42)	0.015	(0.41)
<i>regen</i>	-0.084	(-0.46)	-0.084	(-0.44)
<i>marriage</i>	0.568***	(3.84)	0.566***	(3.83)
<i>edu</i>	0.318***	(7.69)	0.315***	(8.21)
<i>health</i>	0.029**	(2.44)	0.033**	(2.25)

<i>poli_station</i>	0.407***	(7.81)	0.406***	(8.77)
<i>ethnic</i>	0.302	(1.46)	0.306	(1.45)
<i>Hsize</i>	-0.151***	(-7.89)	-0.147***	(-7.87)
<i>risk</i>	-0.057***	(-6.32)	-0.056***	(-5.99)
<i>constraint</i>	-0.229***	(-3.66)	-0.229***	(-3.53)
<i>province</i>	<i>control</i>		<i>control</i>	
<i>N</i>	1313		1313	
<i>rho</i>	-0.385		-0.294	
<i>sigma</i>	0.546		0.531	
<i>lambda</i>	-0.21		-0.156	
<i>Wald test of indep. eqns. (rho = 0)</i>	chi2=169.49 Prob > chi2 = 0.000		chi2=22.65 Prob > chi2 = 0.000	

注) t 値はクラスターとしたクラスター・ロバスト標準誤差で計算されたものである。*, **,

***はそれぞれ 10%, 5%, 1%で有意であることを示している。

第 2.6 表 養老年金の加入と農村部家計平均消費性向

	(1)		(2)	
	<i>lnAPC1</i>		<i>lnAPC2</i>	
<i>main regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	-0.658***	(-27.15)	-0.654***	(-25.03)
<i>ln_asset</i>	0.025***	(7.12)	0.026***	(4.39)
<i>age</i>	-0.010***	(-4.58)	-0.009***	(-11.16)
<i>marriage</i>	0.113	(1.16)	0.05	(0.50)
<i>edu</i>	0.097***	(2.76)	0.079**	(2.19)
<i>health</i>	0.022**	(2.88)	0.036***	(3.38)
<i>regen</i>	0.018	(1.02)	0.028	(1.62)
<i>ethnic</i>	-0.06	(-0.80)	-0.049	(-0.66)
<i>poli_station</i>	0.013	(0.11)	0.015	(0.16)
<i>Hsize</i>	0.059***	(3.07)	0.043**	(2.31)
<i>childr</i>	-0.055**	(4.75)	-0.185***	(5.83)
<i>risk</i>	0.031**	(2.36)	0.036**	(2.00)
<i>constraint</i>	-0.057**	(-2.06)	-0.068**	(-2.17)
<i>rural_insurance</i>	0.705***	(9.06)	0.730***	(11.03)
	<i>rural_insurance</i>		<i>rural_insurance</i>	
<i>selection regression</i>	estimate value	t value	estimate value	t value
<i>ln_income</i>	-0.046	(-0.34)	-0.056	(-0.43)
<i>ln_asset</i>	0.164***	(3.21)	0.172***	(3.49)
<i>regen</i>	0.060***	(5.59)	0.058***	(4.65)
<i>marriage</i>	0.121	(0.81)	0.117	(0.79)
<i>edu</i>	-0.065	(-1.58)	-0.069	(-1.55)
<i>health</i>	-0.013	(-0.30)	-0.018	(-0.43)
<i>poli_station</i>	0.172	(0.69)	0.175	(0.71)
<i>ethnic</i>	0.475	(1.38)	0.491	(1.28)
<i>Hsize</i>	-0.083***	(-8.41)	-0.083***	(-7.50)
<i>risk</i>	-0.043**	(-2.15)	-0.042**	(-2.24)
<i>constraint</i>	-1.157**	(-2.33)	-1.049**	(-2.69)
<i>province</i>	<i>control</i>		<i>control</i>	
<i>N</i>	2198		2198	

<i>rho</i>	-0.607	-0.631
<i>sigma</i>	0.674	0.686
<i>lambda</i>	-0.41	-0.433
<i>Wald test of indep. eqns. (rho = 0)</i>	chi2=29.39 Prob > chi2 = 0.000	chi2=49.72 Prob > chi2 = 0.000

注) t 値はクラスターとしたクラスター・ロバスト標準誤差で計算されたものである。*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%で有意であることを示している。

まず、第 2.5 表と第 2.6 表における尤度比検定の結果をみると、回帰方程式の攪乱項と意思決定方程式の攪乱項が無相関であるという帰無仮説が棄却されたことが分かる。つまり、二段階処置効果モデルの適用性はここでも確認できる。

次に、回帰方程式の推定結果(main regression)をみると、世帯属性と世帯主の個人属性をコントロールした後、養老年金加入の家計の平均消費性向に及ぼす影響は都市部、農村部では共に正で統計的に有意であり、その推定係数の値をみると、養老年金の加入が農村部における家計の平均消費性向に与える影響は都市部よりはるかに強いことが分かる。つまり、任意加入型養老年金の加入は家計の平均消費性向を上昇させる可能性があり、さらに、その効果は農村部ではより強いと考えられる。その他、リスク選好は家計の平均消費性向に正で統計的に有意な影響を与える一方、流動性制約は家計の平均消費性向に負で統計的に有意な影響を与える。

最後に、決定方程式の推定結果(selection regression)をみると、前節の推定結果と比べて、各変数に関する係数は都市部、農村部では共に推定値の大きさが多少変化しただけで、符号と有意性については変化のないことが明らかとなった。つまり、前節で得た養老年金加入の影響要因に関する結論はここでも成立する。

以上の第 2.5 表と第 2.6 表に関する分析により、前節までの推定結果が頑健であることが確認された。

2.5 まとめ

本章では、CHFS「China Household Finance Survey (中国家計金融調査)」の個票データを用いて、任意加入型社会養老年金の加入が家計の消費・貯蓄行動にどのような影響を及ぼしているか、都市・農村別で実証的に分析したと同時に、養老年金の加入意思決定に関する影響要因についても考察した。これまでの研究と比較すると、本章には以下の三つの特徴がある。(1)本章は任意加入型社会養老年金を研究対象として、ミクロの家計調査データを用いて両者の農村部、都市部における家計の消費・貯蓄行動に及ぼす影響をそれぞれ分析した。(2)二段階処置効果モデルを用いて、年金加入に関する自己選択による内生性問題に対処した。(3)世帯主の個人属性と世帯属性をコントロールし、流動性制約とリスク選好を主な説明変数として、両者の家計の消費・貯蓄行動及び養老年金加入に及ぼす影

響を考察した。

また、本章は2種類の家計貯蓄率に関する分析結果の比較及び家計の平均消費性向を分析対象とする再分析を通じて、実証結果の頑健性を検証した。

実証分析の結果、次のような事実を明らかにした。第一に、世帯主が養老年金に加入するか否かは内生的に決められ、サンプルは自己選択バイアスが存在している。第二に、二段階処置効果モデルで自己選択バイアスをコントロールした後の結果として、任意加入型養老年金の加入は家計貯蓄率を低下させ、家計消費を上昇させる。さらに、その効果は農村部ではより強い。第三に、高いリスク選好を持つ家計ほど貯蓄意欲はより低い、流動性制約の存在が家計の貯蓄率を上昇させ、消費意欲を抑えている。第四に、任意加入型養老年金の加入者は比較的経済状況が良い家計に集中しているほか、リスク選好と流動性制約は養老年金の加入確率に負の影響を与える。

これらの結果から、任意加入型社会養老年金制度の実行は、中国の家計消費、特に農村部における家計消費の促進に対して有効的であることが分かった。しかしながら、簡単な記述統計により、68%の平均加入率を持つ都市部に対し、農村部における任意加入型養老年金の平均加入率は20%という低い水準に留まっていることが分かる。したがって、社会保障制度の一環として、任意加入型養老年金制度をより早く全国に普及させ、特に農村部における家計の養老年金加入率を上昇させることは家計の将来に関する不安や不確実性を低下させ、家計消費を促進する上で重要な手段だと考えられる。さらに、任意加入型社会養老年金の加入に関する影響要因から、悪い経済状況と流動性制約に直面する世帯主は未加入状態に陥りやすいことがわかった。つまり、低所得階層における家計ほど任意加入型社会養老年金制度による恩恵を受けられない可能性が高い。したがって、任意加入型社会養老年金の加入率を上昇させ、より多くの家計が年金制度による恩恵を享受できるようにするために、低所得階層における家計に対する保険料の免除制度の導入や政府補助を通じた流動性制約の緩和などの救済策を講じる必要があると考えられる。

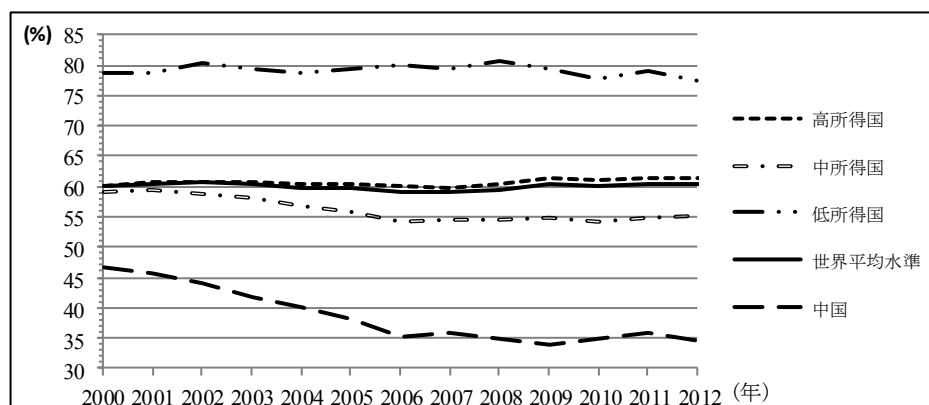
残された問題として、任意加入型社会養老年金の負担率は家計消費・貯蓄行動にどのような影響を与えているか、生活水準や消費習慣などが異なる都市部と農村部ではどのように所得水準に応じて養老年金支払額を決めるか、強制加入型企業従業員年金制度、国の全額負担型公務員年金、任意加入型社会養老年金制度が共存している中国では、この3種類の年金制度による年金負担率の家計消費・貯蓄行動に与える影響にどれぐらいの差異があるか、また、どのように3種類の年金負担率を調整することで、所得格差や消費格差を小さくさせるか、といったものが挙げられる。これらの問題については、さらなる詳しいデータを用いて分析する必要がある。

第3章 中国における退職年齢延長と家計消費

— ミクロデータによる実証分析

3.1 はじめに

近年、中国の家計消費は需要不足の状態にあり、その対 GDP 比率は世界平均に遥かに及ばない低い水準に留まっている。世界銀行の公表データ（第 3.1 図）を見ると、2012 年に中国の家計消費支出が GDP に占める割合は 34.65% で、世界平均水準の 60.41% を大幅に下回っただけでなく、高所得国の 61.44%、中所得国の 55.03%、低所得国の 61.95% という平均水準よりも低いことが分かる。また、中国の内需不足は深刻化する一方で、家計消費支出の対 GDP 割合は 2000 年の 46.69% から 2004 年の 40.22% に、さらに 2011 年には 35.90% まで低下した。



第 3.1 図 家計消費の対 GDP 比率

出所)：世界銀行の公表データより作成。

中国経済は主に輸出と投資に依存して高度成長を遂げてきた。ところが、最も安定的であるはずの家計消費は経済成長に対して大きく貢献して来なかった。しかも、これまでは国内消費需要不足という問題に十分な関心が集められていない。リーマンショック以降、中国経済を引っ張ってきた外需は 2009 年 1 月から 8 月までの輸出額が前年同期比マイナス 22% という厳しい状態が続いた。特に、2009 年 5 月には 20 年ぶりの大幅な減少率（-26.4%）を記録した。海外から中国への直接投資も 2008 年 10 月以降減少を続け、2009 年 7 月は実行ベースで前年同月比 35.7% 減の大幅減少（小林幹夫，2009）となっている。輸出の激減と国内投資の持続的な低迷に直面している中国政府は、経済成長の持続性を維持するため、一連の内需拡大政策を打ち出し、経済成長のパターンを外需依存型から内需、特に家計消費需要牽引型にシフトしようと尽力している。

同時に、中国では人口の高齢化が急速に進んでおり、2000 年までは 7% 以下で推移して

いた高齢者人口比率は、2005年には7.7%、さらに2010年には8.4%まで上昇してきた(第3.2図)。中国社会はすでに高齢化社会¹⁾に突入している。また、国連の推計によると、中国社会の高齢化は今後さらに加速し、2060年にその高齢化率は28.1%まで上昇する見込みである。その後、高齢化の進みは、やや安定的になると予測されている(第3.3図)。高齢化が進むに従って、生産年齢人口が大幅に減少する恐れがある。長期間中国に存在してきた人口ボーナスの消滅は、経済成長の勢いの鈍化を招き、さらに、家計の所得上昇を妨げ、消費需要を抑制させてしまう可能性がある。

人口ボーナスが縮小する中で労働力人口をいかに確保していくかという点が重要になると考えられるが、新しい働き手である新生児の数は、一人っ子政策の影響もあり、急激な減少が進んでいることは否定できない。その一方で、定年を迎える熟年労働者に関して、中国では強制定年退職制度が未だに実行され続けている。一般労働者は法律に決められた年齢に達すると強制的に退職させられる制度である。この定年退職制度は法定定年退職年齢を次のように規定している。

政府部門もしくは企業に勤めている従業員の退職年齢は、男性60歳、女性50歳(ただし、女性の管理職は55歳)である。ただし、坑道の中、高空、高温など特に負担の重い労働またはその他身体の健康に有害な労働に従事する場合、退職年齢は男性55歳、女性45歳になる。また、病気もしくは労災以外の原因で障害を負い、労働力を完全に喪失したことの病院による証明及び委員会の認定がある場合は、その退職年齢は男性55歳、女性45歳になる。

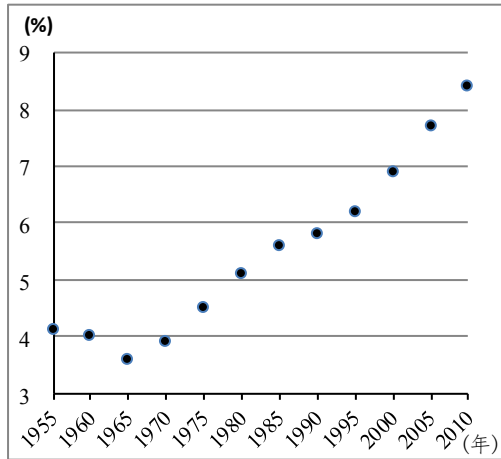
この規定による定年の年齢を欧米先進国の定年年齢と比べると中国労働者が労働市場から引退する年齢はかなり早いことが分かる。

こうした状況を踏まえると、家計消費に刺激を与える手段の一つとして、退職年齢の延長が有効であると考えられる。なぜなら、退職年齢の延長は社会における労働年齢人口の割合を上昇させ、労働供給の大幅減少という問題を緩和すると同時に、労働年限の延長が家計所得を増加させ、その結果、家計消費を促進することも期待できるからである²⁾。

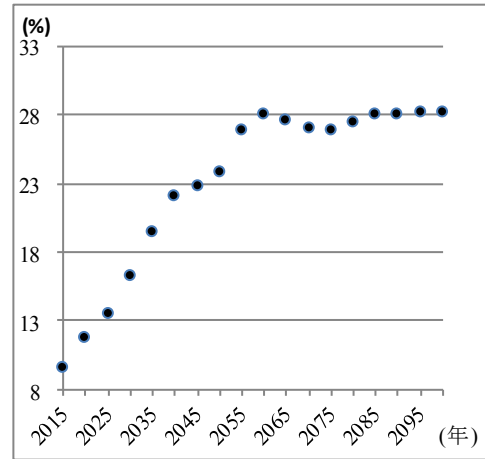
本章では「中国における健康および定年退職の縦断的研究(中国健康与养老追踪调查CHARLS)」の家計調査データを用いて、世帯を、(1)世帯主が定年に達していない家計、(2)世帯主が定年後働いていない家計、(3)世帯主が定年後も働き続ける家計の三つのグループに分け、OLSモデルとIV-2SLSモデルでこの3グループの家計消費の間に有意な差異が存在するか否かを分析し、定年延長の家計消費の上昇に対する有効性を検証する。

¹⁾ ある国や地域の人口において高齢者(国連は65歳以上と規定)人口の割合が7%を超えると、その国や地域が高齢化社会に入ると言われる。(国際連合の最新基準)

²⁾ この予想については、本章は主に実証分析を通じて検証を行ったが、理論的な分析を行わなかった。理論側からの分析の必要性を考え、本章は付論でシンプルな二期間世代重複モデルを構築し、定年延長と家計消費の関係性を分析してみた。



第 3.2 図 中国における高齢者人口の比率
出所)「世界人口展望 2012 年修訂版」により作成。



第 3.3 図 中国における高齢者人口の予想比率
出所)「世界人口展望 2012 年修訂版」により作成。

以下、第 2 節では、中国における退職年齢延長に関するこれまでの研究結果をまとめた上で、本章の目的を提示する。第 3 節では、計量モデルと推計方法について述べる。第 4 節では、分析に利用するデータについて説明する。第 5 節では、OLS モデルと IV-2SLS モデルによる分析を行い、それらの推計結果を比較し、定年延長の家計消費の上昇に対する有効性を検証する。最後に第 6 節で結論をまとめる。

3.2 先行研究

3.2.1 “退職消費パズル”

ライフサイクル・恒常所得仮説（以下 LCPIH と記す）によれば、合理的な家計は生涯にわたる消費を平準化する行動を取り、予期されている所得の変化（例えば、定年退職による所得の減少）は彼らの消費に大きく影響を与えることはないと考えられている。しかし、Hamermes(1984)は、アメリカの Retirement History Survey を用い、家計の定年退職前後の消費行動を比較することで、定年退職者が所有する家計総資産（金融資産、非金融資産、養老金の合計）で退職前と同じ消費水準を維持できず、家計消費を減らすことを通じて定年後の生活を維持するしかないことを明らかにした。彼はライフサイクル仮説が定年退職後の家計消費行動を説明できないと指摘している。これ以降、家計消費が退職後に低くなることは、多くの実証研究によって示されている。これは退職の前後という予期された所得の変動に対して LCPIH が成立しないことを意味しており、退職消費パズル（Retirement Consumption Puzzle）として知られている。中国においても家計の世帯主が退職したときに消費水準が下落することが観察され、「退職消費パズル」の存在が実証されている(刘子兰ほか, 2013 ; 张克中ほか, 2013 ; 张彬斌, 2014 ; Li, H. et al., 2015, など)。

先行研究は主に以下の四つの視点から「退職消費パズル」を解明しようとしている。

- ① 労働に必要な支出の減少

定年後、仕事のために必要な衣服、交通、通信などの支出がなくなり、その結果家計の消費が減少する (Hurd, M. et al., 2003)。したがって、仕事に関する支出の減少は LCPIH 仮説とは矛盾していない。

② 食品支出の減少と家庭内生産の影響

Battistin et al.(2009), Fisher et al.(2008), Aguila et al.(2011)などは、食品支出の低下が定年後の家計消費を減少させる主な原因だと主張した。食品支出が減少した理由として、食品消費量の減少、食品価格の低下の二つが考えられる。Aguiar et al.(2005, 2007) は、定年後、家計が食品を自分で生産したり、もっと安い食品を探したりする余裕が生じるため、同じ食品消費量をより低い支出で維持できるようになると指摘した。さらに、Hurst(2008) は定年退職が食品消費量に影響を与えることはなく、退職後の家庭内生産の増加を通じて食品支出が減少しただけであり、定年退職による食品支出の減少は LCPIH 仮説と矛盾しないと補足的に説明した。

③ 定年退職の予期不可能性

Bernheim et al.(2001), Smith(2006)などは、健康などの不確実な要因により家計が定年時期を正確に予測できないため、想定している定年退職時期よりも早期に退職する可能性がある」と指摘した。この場合、家計が今後の生活用のための貯蓄を十分に準備できておらず、退職後の消費水準を下げざるを得ないと主張した。

④ 家計消費行動の動学的非整合性

Banks et al.(1998), Bernheim et al.(2001)は、家計の消費行動は非合理的で時間とともに変化するため、動学的非整合性が存在することを主張し、家計が定年退職のショックを受けることで消費行動の変化が発生すると指摘した。

以上四つのいずれの解釈も定年退職後、家計の消費支出が下がることを示している。即ち、定年に達した家計のシェアがより低ければ社会全体の総消費はより高くなり、定年に達した家計のシェアがより高ければ社会全体の総消費はより低くなると考えられる。

退職年齢を延長することは、退職年齢を延長することは、定年に達した家計の総人口に占めるシェアを減少させる。つまり労働人口の総人口に占めるシェアを増加させるということである。それによって、社会全体の総消費を増加させると考えられる。本章では、この点を実証的に検証する。

3.2.2 退職年齢延長をめぐる論争

中国では、退職年齢の延長をめぐり、賛成論と反対論が以下のように対立している。

(1) 賛成論

人口年齢構成という観点からみれば、李珍(2001)は中国人口の平均寿命が 1950 年代の 40 歳 (男) と 42.3 歳 (女) から 2000 年の 69 歳 (男) と 72.4 歳 (女) まで上昇したこと

を指摘し、退職年齢を延長すべきだと主張した。

退職年齢の延長は、人口の高齢化に伴い上昇する政府の養老負担を緩和することができるという主張がある。符齐华(2004)は、人口高齢化が社会の老人扶養率を上昇させ、政府の養老支出を大幅に増加させることを指摘し、退職年齢の延長が以上の問題を有効的に解決できると指摘している。邓大松ほか(2001)は、敏感性分析(sensitivity analysis)を通じて、退職年齢を1%もしくは5%延長すれば、養老保険基金ギャップがそれぞれ1.95%、もしくは22.69%縮小されることを示している。

企業競争力という観点から、退職年齢の延長は企業の競争力を高めることができるという主張もある。李珍(2001)は退職年齢がより早ければ、熟練労働をより早く手放すことになるため、労働力コストが却って高くなり、企業の競争力が低下すると指摘した。柳清瑞ほか(2004)は、退職年齢を適切に延長することは養老保険基金ギャップを縮小させると同時に、企業の養老基本保険金に関する支払率の低下も可能にすると主張している。また、退職年齢の延長は企業の負担を軽くさせ、企業の競争力を高められると指摘している。

就職という観点からすれば、董之鹰(1998)、史柏年(2001)、张广科(2002)などは、中・高齢者の職位と若者の職位の間に絶対的な代替関係は存在せず、退職年齢を延長することが若年労働者に対して新たな就職の機会を創出する可能性があるという主張している。

(2) 反対論

仲大军(2005)は、退職年齢の延長が労働力構成の高齢化を招くと同時に、資産保有の社会的分布が老年世帯に集中すること指摘している。姜向群ほか(2004)は、中国産業の大部分が労働集約型であるため、退職年齢の延長が労働市場における高年齢層の比率を上昇させ、労働生産性の低下、さらに経済の持続的な発展に負の影響を与えると主張している。

現在の議論では、退職年齢の延長を支持する先行研究が多く見受けられる。しかしながら、これらの研究が退職年齢の延長が生産水準や競争力に及ぼす影響という供給側の視点を中心に分析を行っているのに対して、退職年齢の延長が家計消費にどのような影響を及ぼすかという需要側への分析は行われていない。そこで本章では、退職年齢の延長が家計消費に与える影響を分析していくことにする。

3.3 実証分析の手法

定年延長の家計消費の上昇に対する有効性を検証するため、本節では、中国国家発展研究院・北京大学から提供された「中国における健康および定年退職の縦断的研究(中国健康与养老追踪调查 CHARLS)」の家計調査データを用いて実証分析を行う。具体的には、調査標本を、定年に達していない世帯、定年後働かない世帯、定年後働き続ける世帯に分け、この3グループの家計消費の間に有意な差異が存在するか否かを考察する。

ここで注意すべき点は、定年退職者の再就業に関する意思決定が内生的であるため、通

常の最小二乗法による分析はバイアスが生じる可能性があることである。このような自己選択による内生性問題を回避するために、定年後の再就業行動と家計消費との関係を分析する際、どの要因が定年退職者の再就業の決定要因になっているかを分析する必要がある。したがって、本章の実証分析は、次の二つの部分に分かれる。一つは定年退職者再就業における意思決定の要因分析であり、もう一つは定年退職者の再就業行動が家計消費に与える影響の分析である。

3.3.1 定年退職者再就業における意思決定に関する推定

人口の高齢化が深刻化している日本では高齢者の就業行動に関する研究が数多く行われている。清家篤ほか(2004)は、社会参加など金銭以外の便益を就業理由に挙げる高齢者の割合はわずかであると指摘し、経済状態が高齢者の就業意欲に影響を与える主な要因だと主張している。また、松本恵(2006)は、就業目的として、「金銭的理由」と「健康のため」を理由に挙げる高齢者が最も大きな割合を占めることを確認した上で、「自己啓発」（「生涯学び続けたい」という向学心など）が就業意欲に有意な影響を与えることを指摘している。一方、高齢化が急速に進んでいる中国では、高齢者、特に定年退職者の再就業行動に関する研究は、ほとんど見当たらない。

社会福祉厚生が充実している日本と異なり、中国における世帯は家族の助け合いを通じて生活に関する不確実性やリスクを緩和する傾向が強い。定年退職者の場合、孫の世話をする代わりに子供に老後の面倒を見てもらうという状況は頻繁に見受けられる。そのため、子供の人数は定年退職者の再就業に影響を及ぼす可能性がある。また、贈与税や固定資産税などがない中国では、遺産動機の強い定年退職者は再就業する可能性が高いと考えられる。さらに、配偶者の健康状態なども定年退職者の再就業に影響を及ぼす可能性がある。したがって、中国における定年退職者の再就業行動を分析する際に、年齢、健康状態、教育レベルなどの個人属性以外に、世帯規模、子供の人数、家屋の住宅面積などの世帯属性及び配偶者状況も考慮する必要がある。

後節では、先行研究を踏まえながら、定年退職者の個人属性、世帯属性及び配偶者状況を考慮した上で、質的選択モデル(Logit モデル)を用いてどのような要因が定年後再就業の決定要因になっているかを分析する。

3.3.2 定年退職者再就業行動と家計消費に関する推定

ここでは、世帯主が定年退職していない世帯を基準とし、定年後労働市場から完全に引退した世帯主の世帯、定年後働き続ける世帯主の世帯をダミー変数で表記し、それらと併せて世帯人員1人当たり可処分所得の相互作用項を推定式に入れ、定年後働き続けるという行動が家計消費に与える影響を分析する。

本章における定年退職者は、中国の法定定年退職年齢に達した後、労働市場から退出すると同時に毎月安定した退職金をもらえる者を指している。定年後働き続ける定年者グループは定年後働かないグループより定年後の労働量(時間)が多いため、両グループの普通労働力の労働量を比較する際、職業の違いによる比較不可能な問題を避けることができる。また、退職後の勤労による所得の増加は所得効果を生み出し、家計消費に刺激を与える。定年退職年齢の延長と定年後働き続けることは、それぞれ勤労時間の増加、所得の増加という面で家計消費に与える効果は同じであるため、定年後働き続ける定年者グループを実験組として扱うことが適切だと考えられる。

回帰分析を行う際、重要な説明変数の欠落による内生性問題を回避するため、家計消費に影響を与える他の要因をコントロールする必要がある。許涤龙ほか(2002)は、家計貯蓄の主な影響要因が所得、物価、利率、株価などであると指摘している。本章で使用しているデータは横断面データであるため、物価、利率と株価は横断面上の各世帯間の貯蓄・消費差異に対して説明力がないと考えられる。また、定年後働き続ける行動と消費との関係を分析するため、本章では老年世帯の行動を観察対象として注目する。

世帯人口規模や世帯主の個人属性なども家計消費に影響を与えるため、ここで世帯主の個人属性、世帯属性と配偶者状況を制御変数として計量モデルの中に入れ、世帯間の異質性をコントロールする。

上述の設定により、以下の回帰方程式が得られる

$$Lpercon_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Lperinc_{ij} + \beta_2 Lperinc_{ij} \times retiredm + \beta_3 Lperinc_{ij} \times re_work + \beta_4 X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3.1)$$

ここで、 $Lpercon_{ij}$ はj省におけるi世帯の1人当たり消費額の対数值、 $Lperinc_{ij}$ は世帯人員1人当たり可処分所得の対数值である。 $retiredm$ はダミー変数で、定年退職後働いていない世帯主の世帯を1で、それ以外の世帯を0で表記する。 re_work もダミー変数で、退職後働き続ける世帯主の世帯を1で、それ以外の世帯を0で表記する。 X_{ij} は世帯主の個人属性、世帯属性などの制御変数を組み合わせたベクトルである。 ε_{ij} は攪乱項である。そのうち、 β_1 、 β_2 、 β_3 は家計消費支出の所得に対する反応即ち所得弾力性を示している。それらの推定値を家計の限界消費性向と近似的に見なすことができる。

3.3.3 家計可処分所得データの欠損処理

家計の消費支出はその可処分所得水準に大きく左右される。消費行動の分析において、家計可処分所得は重要な影響要因である。しかし、アンケートによる調査では、所得に関する情報を欠損している調査対象が多数存在している。また、一部の調査対象者は自分の所得データを提供しているが、その信憑性に関して疑いがないとは言えない。単純に欠損値を含むサンプルを削除すると、サンプル数の大幅な減少を招き、さらにサンプル選択問

題を引き起こす可能性もある。したがって、本章では以下の方法を通じて、これらの欠損値を埋める。

張継海ほか(2005)は中国における家計所得と消費の相関関係を検証することによって、所得が家計消費を制約する主な要因であり、所得の成長が家計消費の成長をもたらす主な要因であると指摘している。家計の消費行動はある程度その所得状況を反映していると考えられる。したがって、消費行動の観察によって家計の所得状況を推定することができると考えられる。本章では 18 項目の家計消費支出額及び家計消費構造を通じて家計の所得を推定する。

ここで注意すべきことは、所得に関する予測は負値をとらないことである。OLS モデルは予測された所得が非負であることを保証できない。耐久財消費に関する研究において、Tobin(1958)は、ある消費支出が被説明変数として使われている時、その支出は非負であると指摘し、元の線形回帰方程式の上に被説明変数は正値もしくは 0 をとるという仮定を加えている。そこで、所得の非負性を考慮し、Tobit モデルを用いて家計所得を予測する。さらに、bootstrap 方法で分散不均一問題を改善する。

所得予測方程式は以下のようなになる。

$$income^* = \alpha_0 + \alpha_1 cons_1 + \alpha_2 cons_2 + \alpha_3 cons_3 + \dots + \alpha_{18} cons_{18} + \tilde{\epsilon} \quad (3.2)$$

$$income = \max(0, income^*)$$

ここで、*income* は家計所得である。*cons*₁ から *cons*₁₈ までは家計消費支出の 18 項目で、それぞれ食品、外食、タバコ・お酒の購入支出、消費された自家製農産物の市場価値、通信支出、光熱・水道代、家政婦・パート等を雇う支出、交通費、日常生活用品支出、教養娯楽支出、服装支出、旅行支出、家具・家事用品支出、教育支出、健康保健支出、医療支出、交通道具の修理費、政府部門に支払う各種類の税金と手数料（所得税を含まない）である。

3.4 データの説明及び基本記述統計

「中国における健康および定年退職の縦断的研究」(CHARLS)は、中国国家発展研究院と北京大学によって、2008 年から共同で実施されている。この調査は 2008 年の浙江、甘肅 2 省から 2011 年の中国全国まで展開され、急速な人口高齢化に対応できる社会保障システム構築に向けた基礎データづくりの一環として実施された総合的な生活実態調査である。本章では、2011 年に実施された CHARLS 全国基礎アンケート調査データを用いて分析を行う。本調査データは農村部家計 7718 戸、都市部家計 2509 戸、合計 10227 戸の家計からなっている。このデータの長所として、45 歳以上の中高齢者を対象に就業・退職の状況、健康状態、配偶者情報、所得、消費など多岐にわたって調査が行われ、中高

齢者家計の経済面、社会面、および健康面に関する多様な情報を提供していることがあげられる。

CHARLS 全国基礎アンケート調査をみると、アンケートの FB011 は調査対象の定年退職状況を提供しているため、調査対象が定年退職したか否かが判別できる。また、アンケートの FA001, FA002, FA003 から過去 1 年及び最近 1 週間の就業状態、FC019, FC020, EP021 から現在の主な仕事内容に関する情報を得られる。これらの情報によって、FB011 によって確定された定年退職者の中からさらに定年後働き続ける対象を確定することができる。

世帯に関する社会人口学的変数をコントロールするため、本章は Cardak et al.(2009)に従い、アンケート訪問先の回答者が男性の場合にはその者を、女性の場合にはその配偶者を世帯主と定義する。世帯主の定年退職状況を世帯に定年者が存在するか否かの判断基準にする。中国における強制退職制度は、政府部門、企業部門に勤めている従業員のみ適用されるため、ここでは世帯主の職業が農民、自営業、失業者である世帯を分析対象から除外する。また、国営企業の破産、健康状態の悪化などの特殊な原因による「内部退職」もしくは「早期退職」は、世帯主の再就業及び家計消費行動に大きな影響をもたらすため、このような定年満期で正規に退職したわけではない世帯主を含む世帯も分析対象から除外する。さらに、離婚、再婚も家計資産の再分配や家計内関係の変化などを通じて仕事、家計消費行動、遺産動機などに大きな影響を与えるため、離婚もしくは再婚経験を持つ世帯主の世帯も分析対象から除外する。消費支出や定年退職などの重要変数に関するデータが欠損している家計を除外した結果、最終的に 1121 世帯が分析対象となった。その中で、世帯主が定年に達していない世帯は 481 戸、世帯主が定年後働いていない世帯は 524 戸、世帯主が定年後も働き続けている世帯は 116 戸である。第 3.1 表は分析に使用した主な質的変数の記述統計を示している。

第 3.1 表 質的変数に関する基本統計量

変数	定義	標本数	比率 (%)
<i>retired_man</i>	1=世帯主が定年に達した	640	57.09%
	0=世帯主が定年に達していない	481	42.91%
<i>retiredm</i>	1=世帯主が定年に達し、かつ働いていない	524	46.74%
	0=その他	597	53.26%
<i>retiredw</i>	1=世帯主が定年に達し、かつ働いている	116	10.35%
	0=その他	1005	89.65%
<i>hukou_man</i>	1=世帯主の戸籍は農村戸籍	273	24.35%
	0=世帯主の戸籍は非農村戸籍	848	75.65%
<i>hukou_wife</i>	1=配偶者の戸籍は農村戸籍	454	40.05%
	0=配偶者の戸籍は非農村戸籍	667	59.50%

第 3.1 表をみると、定年に達していない世帯の全体に占める割合が 42.91%で、定年した世帯の占める割合と大きな差がないことが分かる。また、定年した世帯の内 18.13%の世帯のみが定年後も働き続ける行動をとっている。つまり、中国では定年後働き続けることは普遍的な現象ではないと考えられる。分析に使用した主な量的変数の記述統計は第 3.2 表に示したとおりである。

第 3.2 表 量的変数に関する基本統計量

変数	定義	定年に達していない世帯		定年後働かない世帯		定年後働き続ける世帯	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
<i>Lpercon</i>	1人当たり家計月消費支出(対数)	6.52	0.79	6.50	0.69	6.54	0.70
<i>Lperincon</i>	1人当たり家計月可処分所得(対数)	7.23	0.55	7.17	0.60	7.24	0.57
<i>edu_man</i>	世帯主教育水準	5.60	1.71	4.97	2.01	5.08	1.90
<i>health_man</i>	世帯主健康状況	2.95	0.99	2.64	0.97	2.78	0.90
<i>age_man</i>	世帯主の年齢	51.46	4.34	68.34	7.09	63.97	6.18
<i>edu_wife</i>	配偶者教育水準	4.68	2.01	3.65	2.12	3.72	1.98
<i>health_wife</i>	配偶者健康状況	2.78	0.98	2.40	1.01	2.44	0.99
<i>housing</i>	住宅面積	106.40	62.83	96.54	61.68	112.37	81.18
<i>child</i>	子供数	1.59	0.77	2.64	1.48	2.22	1.22
<i>Hsize</i>	家計総人口	3.46	1.23	2.96	1.40	3.28	1.52

注) (1) この1人当たり家計月可処分所得は18項目の家計消費支出及び家計消費構造を通じて Tobit モデルで予測された値である。(2) 教育水準：1=非識字者；2=小卒以下，読み書き能力を持つ；3=非正規私塾に通ったことがある；4=小卒；5=中卒；6=高卒；7=中専卒；8=大専卒；9=大卒及び大卒以上。(3) 健康状態：1=悪い；2=一般；3=良い；4=とても良い；5=非常に良い。

第 3.2 表をみると、以下のことが分かる。他の世帯と比べ、世帯主が定年後働き続ける世帯はより高い消費水準を保っている一方、世帯主が定年後労働市場から完全に引退する世帯はより低い消費水準に留まっている。また、所得水準の面においては、世帯主が定年に達していない世帯と世帯主が定年後働き続ける世帯の間に大きな差が見当たらない一方、世帯主が定年後働かない世帯はより低い所得水準にある。したがって、定年後働き続けることは家計消費を増加させることを示している。次節では、第 3.3 節で述べた計量手

法により厳密に両者の関係を分析し、定年退職年齢の延長が消費を刺激するという仮説を検証する。

3.5 推定結果と考察

3.5.1 定年退職者再就業における意思決定の要因

本章は Logit モデルと Probit モデルを用いて定年退職者の再就業行動に関する決定要因を考察する。これは次の家計消費に関する分析の中で使われている制御変数の合理性を判断することに役立つだけでなく、再就業行動の内生性に対して、適当な操作変数を見つけることにも役立つ。第 3.3 表はその推定結果を示している。(1) は Logit モデルによる結果であり、(2) は Probit モデルによる結果である。

第 3.3 表 定年退職者の再就業決定要因

	(1) <i>re_work</i> (Logit)	(2) <i>re_work</i> (Probit)
<i>health_man</i>	0.239* (1.92)	0.128* (1.89)
<i>age_man</i>	-0.108*** (-4.53)	-0.059*** (-4.83)
<i>edu_man</i>	-0.001 (-0.02)	0.003 (0.09)
<i>hukou_man</i>	0.806** (2.12)	0.446** (2.11)
<i>housing</i>	0.002** (2.21)	0.001** (2.07)
<i>child</i>	-0.080* (-1.92)	-0.050* (-1.98)
<i>Hsize</i>	0.003 (0.04)	0.003 (0.06)
<i>health_wife</i>	-0.090 (-0.82)	-0.064 (-1.04)
<i>edu_wife</i>	-0.046 (-0.62)	-0.018 (-0.47)
<i>hukou_wife</i>	-0.476 (-1.14)	-0.242 (-1.34)
<i>province</i>	<i>control</i>	<i>control</i>
<i>N</i>	640	640
<i>Pseudo R2</i>	0.153	0.151

注) () 内は z 値を示し, *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% で有意であることを示している。

本章では、どの要因が定年者の再就業行動に影響を及ぼすかについて Logit 回帰分析を行った。推定係数の有意性をみると、世帯主の健康状態、年齢、戸籍及び住宅面積、子供の人数が定年後の再就業行動に有意な影響を及ぼす一方、世帯主の教育レベル、世帯規模

及び配偶者の個人属性が統計的に有意ではないことが分かった。そのうち、世帯主の健康状態に関する係数は 10%水準で統計的に有意に正である。つまり、健康状態の良い個人は定年後高い確率で労働市場に参加し続けると考えられる。世帯主の年齢に関する係数は 1%水準で統計的に有意に負である。定年者は年齢を重ねるに従って健康状態が悪化し就業率が低くなっていく。本分析では健康状態も説明変数として回帰モデルに入れたため、年齢に関して有意に負であることは、健康状態が変わらないとしても定年者の就業率が下がっていくことを示している。これは高齢者においては年齢とともに余暇に対する選好がより強まるためだと考えられる。

世帯主の戸籍に関する係数をみると、5%水準で統計的に有意に正であり、非農村戸籍を持つ定年者と比べ、農村戸籍を持つ定年者のほうがより高い就労確率を示している。ここで二つの可能性が考えられる。第 1 に、中国農村部では定年退職という概念がなく、生涯働く農民たちが数多く存在している。農村戸籍を持つ人は農村生まれであったり、農村とのかかわりが強いいため、その影響を受けやすい。したがって、彼らは都市戸籍を持ち、都市で生まれ育った人と比べ働く意欲をより強く持っている可能性がある。第 2 に、戸籍制度が実施されている中国では子供の戸籍は出身地ではなく、両親の戸籍により決定される。経済発展のアンバランスによる二元社会構造の存在によって、農村戸籍住民の平均収入や社会地位は非農村戸籍住民よりも低いという実情がある。農村戸籍を持つ定年者は、子や孫により良い教育や生活を享受させ、より高い社会地位に就かせたいと考えているため、働く意欲をより強く持っている可能性がある。

世帯の住宅面積に関する係数をみると、5%水準で統計的に有意に正である。経済改革以前の中国は計画経済だったため、住宅は実物支給の形式をとっていた。職位が高い者にはより広い住宅が支給された。このような福利的な住宅支給制度は 1998 年に実行された住宅改革により全国範囲で廃止された。本章の分析対象である定年退職者は計画経済時代の勤労者であり、福利的な住宅支給制度を享受したため、住宅面積の広さはある程度彼らの社会的地位を反映していると考えられる。高い社会的地位を持っている定年者は、一般の定年者よりも容易に新たな仕事に就くことができ、就業機会も多いと考えられる。

子供の人数に関する係数をみると、10%水準で統計的に有意に負であり、子供の人数の多さが定年者の就業意欲を弱めることが示されている。中国では、昔から「養児防老（子供を育てて、老後の頼りに）」という伝統的な考えが根強く存在している。社会保障制度が不十分な中で子供は高齢者の老後の生活の大きな頼りとなっている。よって、子供の多さは定年者の老後生活に関する不安を減少させ、ひいては就業意欲を弱めると考えられる。また、夫婦共働きの多い中国では子供を祖父母に預けることが一般的である。子供の多い定年者は、より多くの孫の面倒を見る必要があるため、再就業する余裕がより少なくなると考えられる。

さらに、ここでは Probit モデルを用いて再分析を行った。その結果、有意性においても符号の正負においても Probit モデルによる推定係数は、Logit モデルによる係数と顕著な差異がないことから、上述した結論が頑健なものであることが確認できる。

3.5.2 定年退職者の再就業行動が家計消費に与える影響

3.5.2.1 OLS モデルによる推定結果

定年退職者の再就業行動が家計消費に与える影響に関して、上述した分析手法と得られた有効データにより、最小二乗法で回帰分析を行う。第 3.4 表はその推定結果を示している。その中で、(1)は定年者の再就業行動に有意な影響を与えていない教育水準と世帯規模を制御変数として投入したモデルである。(2)は定年者の再就業行動の影響要因を考慮し、子供の人数、健康状態、世帯主の年齢を新たな制御変数として加えたモデルである。(3)はさらに地域間の差異を考慮し、省ダミーを加えたモデルである。

第 3.4 表 定年後働き続けることの家計消費に与える影響

	(1) <i>Lpercon</i> (OLS)	(2) <i>Lpercon</i> (OLS)	(3) <i>Lpercon</i> (OLS)
<i>Lperinc</i>	0.732 ^{***} (9.21)	0.725 ^{***} (9.00)	0.705 ^{**} (12.54)
<i>Lperinc</i> × <i>retiredm</i>	-0.216 ^{***} (-9.85)	-0.216 ^{***} (-9.15)	-0.208 ^{***} (-8.91)
<i>Lperinc</i> × <i>re_work</i>	0.017 ^{**} (2.20)	0.015 [*] (1.69)	0.020 ^{**} (2.17)
<i>age_man</i>		0.002 (0.69)	0.002 (0.42)
<i>child</i>		-0.039 ^{**} (-2.15)	-0.033 [*] (-1.77)
<i>health_man</i>		-0.019 (-1.00)	-0.023 (-1.55)
<i>health_wife</i>		0.008 (0.43)	0.005 (0.27)
<i>edu_man</i>	0.027 ^{***} (2.55)	0.026 ^{***} (2.50)	0.028 ^{***} (2.58)
<i>edu_wife</i>	0.061 ^{***} (6.13)	0.057 ^{***} (5.52)	0.056 ^{***} (5.12)
<i>Hsize</i>	-0.052 ^{***} (-3.32)	-0.048 ^{***} (-3.00)	-0.042 ^{***} (-2.69)
<i>province control</i>	<i>NO</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>
<i>N</i>	1121	1121	1121
<i>R</i> ²	0.340	0.344	0.368

注) () 内は t 値を示し, *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% で有意であることを示している。

また、*Lperinc* に関する推定係数は、世帯主が定年に達していない世帯の限界消費性向を示している。*Lperinc*×*retiredm* に関する推定係数は、世帯主が定年後働かない世帯と世

帯主が定年に達していない世帯の間にある限界消費性向の差異を示している。 $Lperinc \times re_work$ に関する推定係数は、世帯主が定年後働き続ける世帯と世帯主が定年に達していない世帯の間にある限界消費性向の差異を示している。

各モデルの推定結果を全体的に比較すると、各回帰係数の値が多少異なるが、有意性と符号の正負について大きな変化が見当たらないことが分かる。そこで、以下では(3)の結果に焦点を当てる。

各制御変数をみると、子供の人数、世帯規模と世帯主及び配偶者の教育水準は家計消費に有意な影響を及ぼす一方、世帯主及び配偶者の健康状態と世帯主の年齢はともに統計的に有意ではないことが分かった。その中で、子供の人数と世帯規模はともに負に統計的に有意であり、家計消費に有意にマイナスの影響を与えている。これは、世帯規模が大きいほど、家計内での共有を通じて、1当たりの食費や生活必需品などの基礎消費部分が小さくなる傾向があることを反映していると考えられる。また、世帯主及び配偶者の教育水準はともに正に統計的に有意であり、家計消費にプラスの影響を与えている。これは、教育水準の高い家計のほうが日常生活を維持する基礎消費以外の趣味や娯楽といった嗜好品に対する消費需要が大きいことによるものだと考えられる。

さらに、 $retiredm$ に関する係数をみると、世帯主が定年に達していない世帯と比べ、世帯主が定年後働かない世帯はより低い限界消費性向を持っていることが分かる。世帯主が定年後労働市場から完全に引退することは、家計可処分所得を減少させ、消費意欲を抑えると同時に、将来への不安や不確実性を高め、家計の予備的貯蓄動機を強めると考えられる。第3.2節で言及した先行研究で中国にも「消費退職パズル」が存在するという結論はここでも成立すると言える。

最も注目すべき re_work に関する係数をみると、世帯主が定年に達していない世帯と比べ、世帯主が定年後働き続ける世帯はより高い限界消費性向を持っていることが分かる。世帯主が定年後働き続けることは可処分所得の急速な減少による家計消費水準の低下を避けられるだけでなく、勤労期間の延長を通じて世帯主の老後への不安や不確実性を緩和させ、それによって予備的動機による貯蓄意欲を減退させ、家計消費を上昇させると考えられる。

3.5.2.2 IV-2SLS モデルによる推定結果

定年者は定年後も働き続けるかどうかを内生的に決めるため、定年者の再就業行動を外生的な変数として扱った OLS による回帰分析はバイアスが生じる可能性がある。このような自己選択による内生性問題に対処するために、ここでは住宅面積と世帯主の戸籍を操作変数として、IV-2SLS モデルで分析を行う。操作変数としてこの二つの変数を選ぶ理由は以下の通りである。第3.3表に関する分析結果から、住宅面積と世帯主の戸籍がともに

定年者の再就業行動に有意な影響を与えることが明らかとなっている。ここで、住宅面積に関して、理論的に見れば、住宅は資産効果とクラウドディングアウト効果を通じて家計消費に影響を及ぼす可能性がある。だが、1世帯当たりの所有する平均住宅数が0.94である中国では、大部分の世帯は住宅一棟のみ所有している。しかも、売買目的として所有しているわけではなく、主に居住として使用している。したがって、住宅面積に比例した資産価値がもたらす資産効果はほとんどないと考えられる。また、本章の分析対象は、2011年の時点で44歳を超えており、定年退職制度を適用された中高齢者であるため、彼らの多数は住宅支給制度を享受している。したがって、住宅ローンを定年後も支払っている可能性は低いと考えられるため、消費へのクラウドディングアウト効果もないと言える。つまり、住宅面積は家計消費に直接的な影響を与えていないと考えられる。次に世帯主の戸籍に関して、中国における個人戸籍は法律により強制的に与えられた身分であることから、家計消費に直接的な影響を与えないと考えられる。これらの理由により、住宅面積と世帯主の戸籍は、定年者の再就業行動に有意な影響を与えている一方で、家計消費に直接的な影響を与えないと考えられることから、これらの変数を本章の分析における操作変数として選択することは可能である。

第3.5表はIV-2SLSによる推定結果を示している。(2)は(1)の上に地域間の差異を考慮し、省ダミーを加えたモデルである。二つの結果には大きな差がなかったため、以下では(2)の結果に焦点を当てる。

第3.5表 IV-2SLSによる分析結果

	(1)	(2)
	<i>Lpercon</i>	<i>Lpercon</i>
	(IV-2SLS)	(IV-2SLS)
<i>Lperinc</i>	0.671 ^{***}	0.666 ^{***}
	(7.17)	(7.02)
<i>Lperinc</i> × <i>retiredm</i>	-0.126 ^{**}	-0.123 ^{**}
	(-2.34)	(-2.23)
<i>Lperinc</i> × <i>re_work</i>	0.236 ^{**}	0.241 ^{**}
	(2.05)	(2.07)
<i>age_man</i>	-0.005	-0.005
	(-1.07)	(-1.18)
<i>child</i>	-0.072 ^{***}	-0.070 ^{***}
	(-2.85)	(-2.83)
<i>health_man</i>	-0.006	-0.004
	(-0.21)	(-0.15)
<i>health_wife</i>	0.031	0.028

	(1.06)	(0.99)
<i>edu_man</i>	0.029**	0.030**
	(2.27)	(2.30)
<i>edu_wife</i>	0.048***	0.049***
	(2.62)	(2.63)
<i>Hsize</i>	-0.063**	-0.062**
	(-2.57)	(-2.56)
<i>province control</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>
<i>N</i>	1121	1121
<i>R</i> ²	0.197	0.190
操作変数の弱相関の検定		
<i>Kleibergen-Paap rk LM statistic</i>	27.572	27.742
<i>p</i> 値	0.000	0.000
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F statistic</i>	18.554	18.602
過剰識別制約検定		
<i>Hansen test</i>	0.424	0.306
<i>p</i> 値	0.589	0.651

注) () 内は t 値を示し, *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% で有意であることを示している.

まず, 使用した操作変数が適切かどうかを確認する. 操作変数の弱相関の検定結果から, 操作変数が定年者の再就業行動と有意な相関を持つことが判明する. また, 過剰識別制約の検定結果から, 操作変数が家計消費関数の誤差項と無相関であるという帰無仮説は棄却されない. したがって, 住宅面積と世帯主の戸籍を操作変数として用いることは妥当であると言える.

次に第 3.4 表と第 3.5 表における各変数のパラメータの推定結果を比較する. 有意性と変数の正負を見ると, 第 3.4 表と第 3.5 表の間には大きな変化が見当たらないことが分かる. 推定値を見ると, 各係数の間で多少の変化があり, 特に世帯主が定年後働き続ける世帯における限界消費性向は世帯主が定年を迎えていない世帯より 0.241 高く, 最小二乗法で推定された 0.02 よりかなり大きいことが分かった. これは, 操作変数法を用いて内生性に対処したことにより, 測定誤差による下方バイアスの問題が緩和されたことによるものだと考えられる. したがって, IV-2SLS による分析結果は, 定年後働き続ける行動の家計消費に与える影響をより正確に反映していると言える.

3.6 まとめ

本章は、「中国における健康および定年退職の縦断的研究 (中国健康与养老追踪调查 CHARLS)」の家計調査データを、定年に達していない世帯、定年後働かない世帯、定年後も働き続ける世帯に分け、OLS モデルと IV-2SLS モデルでこれらの 3 グループの家計消費の間に有意な差異が存在するか否かについて考察し、定年延長の家計消費の上昇に対する有効性を検証した。

OLS による実証分析の結果、世帯主が定年に達していない世帯と比べ、世帯主が定年後働かない世帯はより低い限界消費性向を持っている。一方、世帯主が定年後働き続ける世帯はより高い限界消費性向を持っていることが分かった。これは以下の二つの理由が考えられる。第 1 に、世帯主が定年後労働市場から完全に引退した世帯にとって、定年退職は家計の可処分所得を減少させ、消費意欲を抑えると同時に、将来への不安や不確実性を高め、家計の予備的貯蓄動機を強めると考えられる。これは先行研究で言及した中国にも「退職消費パズル」が存在するという結論と整合的である。第 2 に、世帯主が定年後働き続ける世帯にとって、定年後働き続けることは可処分所得の急速な減少による家計消費水準の低下を避けられるだけでなく、勤労期間の延長を通じて世帯主の老後への不安や不確実性を緩和させ、それによって貯蓄意欲を減退させ、家計消費を上昇させると考えられる。

さらに、IV-2SLS を用いた分析より、各変数の有意性と記号の正負が OLS で推定された結果と比べ大きな変化がなかったが、世帯主が定年後働き続ける世帯における限界消費性向は OLS で推定された結果よりはるかに大きいことが明らかとなった。これは操作変数法を用いて内生性問題に対処したことにより、測定誤差による下方バイアスの問題が緩和されたためだと考えられる。

以上の実証分析の結果により、強制退職制度が実施されている中国では、退職年齢の延長は家計消費を上昇させる有効的な政策だと考えられる。しかし、強制退職制度は政府部門、企業部門に勤めている従業員にのみ適用されている。これらの従業員を含まない家計の消費行動に対しては、退職年齢の延長は直接的な影響を与えがたい。つまり、退職年齢の延長が家計消費に与える影響には一定の限度がある。本章では農業や自営業に従事し、自発的に定年退職できる高齢者の就業・消費行動に関しては、分析を行っていない。こうした高齢者の就業率を上昇させることはさらに中国の家計消費を拡大する一つの可能性として考えられる。したがって、家計消費を上昇させるためには、政府部門と企業部門に勤めている従業員を対象とする強制退職年齢を延長させるという制度の改善以外にも、強制退職制度に縛られていない高齢者の就業・消費行動を促進するような政策を考察することが重要であると考えられる。

付論

チャールズ・ユウジ・ホリオカ(2011)は、日本、中国、インド、アメリカでアンケート調査を行い、この4か国の遺産動機の大きさを比較した結果、日本と中国はインド、アメリカより利己動機が強く、中国における遺産動機は4か国の中で一番強いことを明らかにしている。

相続税が存在しない中国では、伝統文化の影響を受ける家計が、消費を平準化するために貯蓄する際、その貯蓄行動も遺産動機に大きく影響されている。本章は、中国経済社会の実情に沿って、遺産動機を世代重複モデルに導入し、退職年齢の延長が家計消費に与える影響を分析する。

1 基本モデル

(1) 家計部門

家計部門には、ある時点に若年世帯(y)と老年世帯(o)の2世帯が共存し、各世帯の効用関数は同形であると仮定する。また、家計は2期間生存し、第1期の若年期では働き、第2期の老年期では定年を迎えて働かない者と定年後も働き続ける者という二つのグループが存在する。すなわち老年世帯の一部が労働市場に参加していると仮定する。各世帯はその生涯予算制約式に従い、自らの消費経路によって定まる効用を最大化する。したがって、 t 期における若年世帯の直面する効用最大化問題は以下のようなになる。

$$\text{Max } \log(c_t^y) + \beta \log(c_{t+1}^o) + \gamma \log(e_{t+1}) \quad (3.3)$$

$$c_t^y + s_t = w_t + a_t$$

$$\text{st} \quad (3.4)$$

$$c_{t+1}^o + e_{t+1} = (1+r_{t+1})s_t + \theta w_{t+1}$$

つまり、家計は若年期に労働力を非弾力的に提供し w_t の賃金所得を得て、その一部を消費し(c_t^y)、残りを貯蓄する(s_t)と共に、 a_t の遺産を相続する。そして、老年期に若年期の貯金 $[(1+r_{t+1})s_t]$ および老年期で稼いだ賃金(θw_{t+1})を用いて消費する(c_{t+1}^o)と同時に、 e_{t+1} の遺産を贈与する。

ここで、 β は時間選好率、 γ は遺産選好パラメータ、 r_{t+1} は実質利子率である。 θ は老年世帯の労働市場参加率を表す³⁾。 θ が 0 の場合には、老年世帯が定年後労働市場から完全に退出することを意味し、1 の場合には、老年世帯が定年後も若者と同様に働くことを意味する。また、 N_t を t 期における勤労世帯の人口数と仮定すると、

³⁾ここでは、 θ が政府の政策(退職年齢の延長など)により外生的に与えられると仮定する。若年世代と老年世代の労働力の異質性、平均寿命、社会養老年金などの要因を考慮し、 θ を内生的に決められるモデルを構築して、さらなる厳密な理論分析は今後の研究課題として残していく。

$$a_t = \frac{e_{t-1} N_{t-2}}{N_t} \quad (3.5)$$

が成り立つ。

(2) 企業部門

完全競争市場における企業はコブ＝ダグラス型生産技術を用い、利潤最大化を図る観点から金利(r)及び賃金率(w)を所与として、資本と効率的労働量に対する需要を決定する。このとき、企業は以下の利潤最大化問題に直面する。

$$\begin{aligned} Y_t &= K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \\ L_t &= N_t + \theta N_{t-1} \end{aligned} \quad (3.6)$$

ここで、 A_t は労働力の有効性、 $A_t L_t$ は効率的労働量、 N_t は若年世帯の労働力、 θN_{t-1} は老年世帯の労働力である。企業の利潤最大化の一階条件から、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} 1+r_t &= \alpha k_t^{\alpha-1} \\ w_t &= (1-\alpha) A_t k_t^\alpha \end{aligned} \quad (3.7)$$

ここで、 $k_t (= \frac{K_t}{A_t L_t})$ は効率的労働1単位当たりの資本の量、 w_t は t 期における労働所得を表す。

さらに、市場均衡条件によって、以下の式が得られる。

$$K_{t+1} = N_t s_t \quad (3.8)$$

また、 t 期における若年世帯と老年世帯の人口比率及び技術進歩率をそれぞれ γ_t^N 、 γ_t^A で表記すると、以下の式が成り立つ。

$$\gamma_t^N = \frac{N_t}{N_{t-1}} \quad (3.9)$$

$$\gamma_t^A = \frac{A_{t+1}}{A_t} \quad (3.10)$$

社会における家計の総貯蓄率を TS_t と表記すると、以下の式が導出される。

$$TS_t = \frac{S_t}{Y_t} = \frac{K_{t+1} - K_t}{Y_t} \quad (3.11)$$

均衡成長経路上では、人口と技術が一定の率で成長すると同時に、 k_t は定常状態における k に収束する。均衡成長経路における家計総貯蓄率は、(3.3)～(3.11)の式を用いて、以下のように表すことができる。

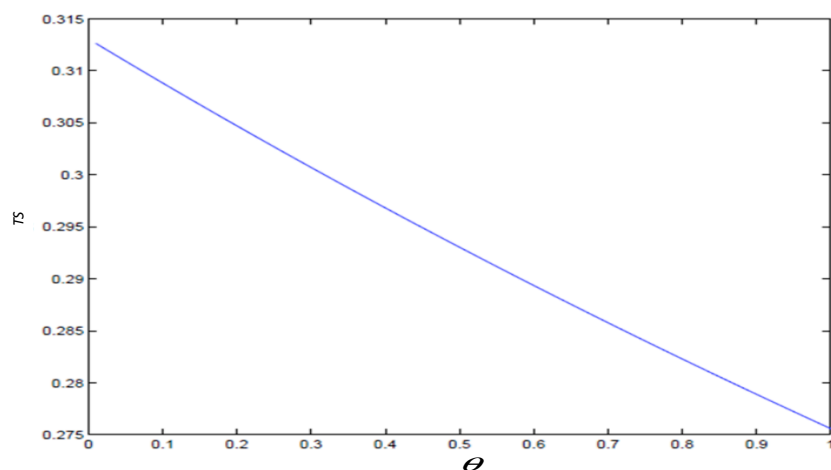
$$TS = (\gamma^N \gamma^A - 1) \left(\frac{\frac{\beta}{(1+\beta)\gamma^A} (1-\alpha) + \frac{\beta\gamma}{(1+\beta)(\beta+\gamma)(\gamma^N \gamma^A)^2} [\alpha\gamma^N + \theta]}{\gamma^N + \frac{1+\beta\alpha}{(1+\beta)\alpha} \theta - \frac{\gamma}{(1+\beta)(\beta+\gamma)\alpha} [\alpha\gamma^N + \theta]} \right) \quad (3.12)$$

2 シミュレーションによるモデル分析

(3.12)式は老年世帯の労働比率である θ と家計総貯蓄率 TS の関係を表している。両者の関係を明らかにするため、中国の経済データに基づくパラメータを用いて、シミュレーション分析を行う。

世界銀行の公開データによると、2010年の中国の老人扶養率は約11.3%である。これは中国の γ^A の大きさが約9であることを意味している。

中国統計局の統計データにより、2008年以来、中国の年平均経済成長率は約8%である。よって、 γ^A の大きさは約1.08と考えられる。また、 β は多くの先行研究で採用されている0.97とする。 γ はDyanan et al.(2002)を参考にして1とする。第3.4図はこれらのパラメータを用いて、(3.12)式における θ と TS に関する数値シミュレーションの結果を表している。



第3.4図 家計総貯蓄率 TS と老年世帯の労働比率 θ

第3.4図を見ると、 θ の上昇に伴って、家計総貯蓄率 TS が低下することがわかる。これは定年後働き続ける老年世帯がより多ければ、家計総貯蓄率がより低くなること、即ち社会における家計消費率がより高くなることを意味している。これは以下の二つの原因があると考えられる。まず、定年後働き続けることによる所得の増加は老年期の消費を増加させること。また、老年期における所得の増加は、家計が若年期に行う老年期のための貯蓄を減らし、より多く消費できるようにするからである。

第4章 中国における地方政府支出の家計消費に対する影響

—1999～2012年省レベルパネルデータに基づく実証分析

4.1 はじめに

経済改革以降の30年、中国は高い経済成長率で発展し続け、ついにGDP世界第2位の経済大国となった。この30年間、国内総生産額の年平均成長率は9%以上を維持してきた。世界の経済発展の歴史において、これまでになかったほど、中国経済の成長は高い伸び率だった。この高度成長は「中国経済の奇跡」と呼ばれ¹⁾、世界で注目されている。そこで、中国経済がさらに今後30年間発展し続けるか否か、今世紀の世界経済構造の変化を分析する上で重要な論点となっている。

第4.1図をみると、中国の実質GDP成長率が10%前後の高い水準を維持しているが、経済成長の速度の変動も常に存在していることがわかる。たとえば、1998年アジア金融危機及び2008年リーマンショックの際には、ともに中国の経済成長は反落した。これまでの世界の他の国の経済成長の過程をみれば、30年間にわたっての高い成長率を維持してきたこと自体がすでに奇跡だと言える。実際、中国経済は高度成長の背後で景気の下振れ圧力に直面してきた。2011年12月、中央経済工作会議は「中国は現在、景気の下振れ圧力と物価上昇圧力が共存する局面に直面している」と指摘した²⁾。国務院発展研究センター副主任の劉世錦も「中国経済成長には大きな下振れ圧力があり、中長期で見れば、高速から低速成長へシフトする転換期に直面している」と指摘した³⁾。

中国の実情を見れば、投資、輸出、消費という経済を牽引する3大エンジンの中で、長期にわたって主な地位を占めているのは輸出である(劉岳武, 2002)。1990年代後半から、中国経済成長の輸出に対する依存度がますます高まってきている。2006年までに、輸出のGDP成長に対する寄与度はすでに40%近くに上昇し(魏傑, 2009)、輸出主導型成長パターンが中国経済の特徴になった。このような輸出に依存した経済成長には国際経済情勢に影響されやすいなどの弱点が存在する。2008年リーマンショック以降、世界の主要経済の成長スピードがいずれも低下しており、海外需要の低下は東南沿岸において生産停止や破産する輸出企業の数を大幅に増加させている。これは中国のGDPに直接的な影響を与え、成長率を大幅に低下させた。中国経済は一時的な景気後退を経験した。これまでの経験を見ると、

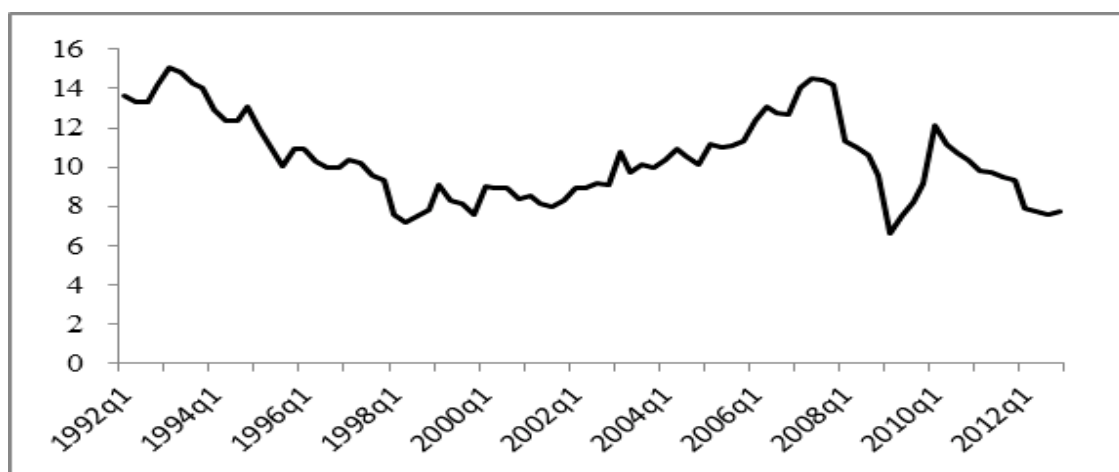
¹⁾ Craig K. Elwell, Mare Labonte and Wayne M. Morrison, 2007, Is China A Threat to the U.S. Economy? CRS Report for Congress, Order Code RL 33604. www.fas.org/sgp/crs/row/RL33604.pdf

²⁾ http://www.topci.com/html/2/WEB_JRTT/20111219/2398865.shtml

³⁾ <http://finance.sina.com.cn/review/hgds/20120115/111311205837.shtml>

輸出に頼りすぎる成長パターンは脆弱であり、持続することが困難であることがわかる。そこで、世界同時不況のもとで、経済成長を維持するために、中国の経済成長パターンの転換が重要な課題であると言える。輸出という外需ではなく、内需拡大、特に家計消費の上昇が経済を長期的に安定させる上で重要である。

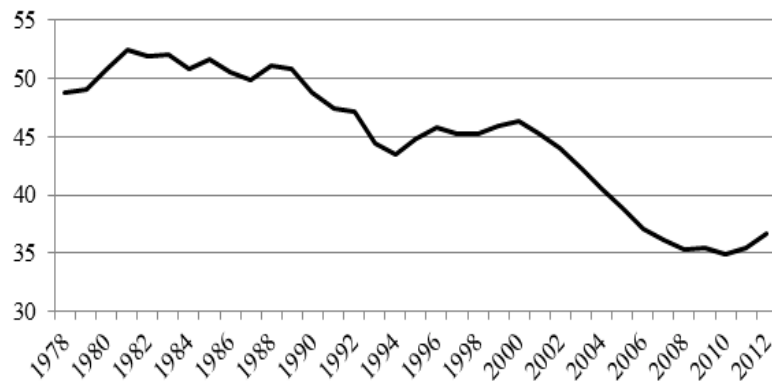
実際に、中国経済は急速に成長してきたにもかかわらず、家計消費の占める比率は低下の傾向を示している。第 4.2 図は 1978 年経済改革以来の中国家計消費の対 GDP 比率を示している。これをみると、家計消費の対 GDP 比率は 1978 年の約 50% から 2012 年の 36% にまで下落している。経済成長を安定させるため、中国中央政府は「内需拡大、特に消費需要の拡大に力を入れ、産業構造の合理化、グレードアップを推進し、戦略的な新興産業を育成し、サービス業、特に現代サービス業を発展させる」⁴⁾として内需の役割を強調している。中国家計の高い貯蓄率と低い限界消費性向は倹約を尊ぶ伝統的な文化に依存している面もある（余敏，1999）。したがって、国内需要、特に家計消費不足の解決が中国経済の成長を安定させる鍵となっている。



第 4.1 図 中国における四半期実質 GDP 成長率

出所) 中国マクロ経済報告「2013-2014 大改革と大転換中における中国マクロ経済教育部哲学社会科学シリーズ発展報告」(付論三、中国四半期 GDP 時系列の統計復原) より作成。

⁴⁾ http://www.topcj.com/html/2/WEB_JRTT/20111219/2398865.shtml

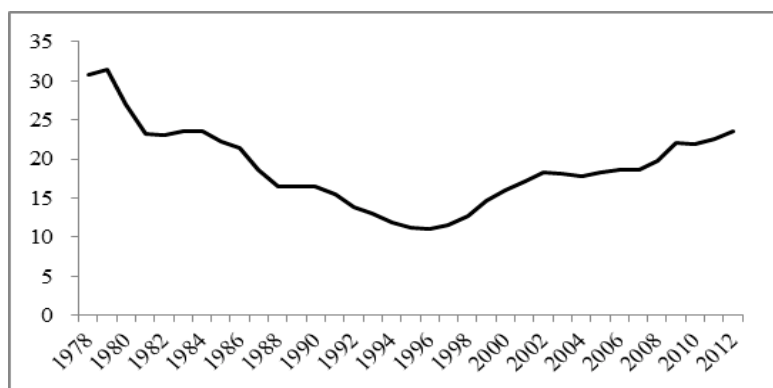


第 4.2 図 家計消費の対 GDP 比

出所) 国泰安金融経済データベースにより作成.

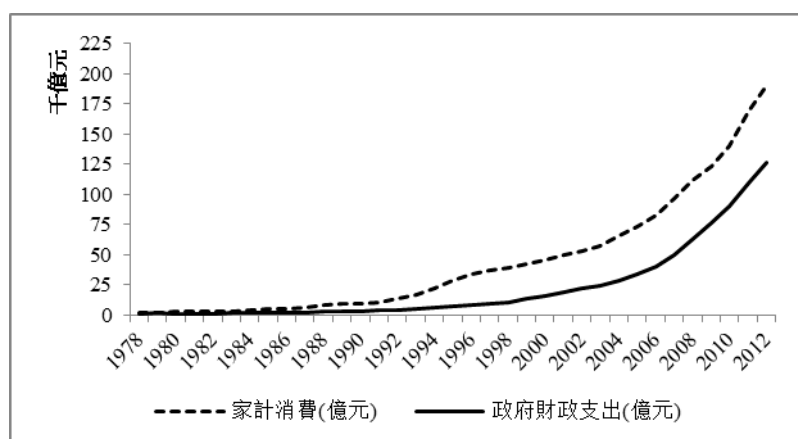
経済成長スピードの鈍化、消費不足という問題を解決するため、中国政府は主に以下のいくつかの方面の政策を通じて、家計消費の刺激を図っている。(1) 貨幣政策：利子率の低下、住宅ローン借入条件の緩和、消費信用の奨励などを含む。主に家計の限界消費性向上を上昇させようとする。(2) 財政政策：政府支出を増やすことにより家計消費を牽引しようとしている。(3) 他の政策：所得分配、貧富の格差の調整、消費環境の改善、新興消費需要の育成などを含む(羅小芳, 2002)。

リーマンショック以降、世界金融危機による家計消費の冷え込みと企業投資の落ち込みを埋め合わせるために、各国では異例の規模の財政発動を行っている。財政拡大の有効性が再び世界から注目を浴びた。第 4.3 図は 1978 年経済改革以降の中国政府支出の対 GDP 比を示している。1990 年代中期以来、政府支出の対 GDP 比は一貫して上昇し、1996 年の 11% から 2012 年の 24% まで上昇した。また、第 4.4 図は 1978 年経済改革以降の中国財政支出と家計消費を示している。これを見ると、経済成長に沿って、中国の財政支出と家計消費がともに指数的な成長を果たしてきたことや、両者の成長パターンが非常に似通っていることがわかる。ここで、一つの疑問が浮かび上がってくる。他の要因を一定とした場合、政府支出の増加を通じて、家計消費を牽引し、さらに経済成長を促進できるか否かである。本章ではこの問題意識に立って、政府支出の家計消費への影響に注目し、両者の関係を検証していく。



第 4.3 図 政府支出の対 GDP 比

出所) 国泰安金融経済データベースにより作成.



第 4.4 図 財政支出と家計消費

出所) 国研网 (教育版) 統計データベースにより作成.

本章は以下のような構成になっている。まず、第 2 節で政府支出と家計消費の関係に関する先行研究を整理し本論の位置づけを行う。第 3 節で省レベルのパネルデータを用いて、中国地方政府支出の都市・農村部家計消費に与えた影響を分析する。第 4 節で政府支出をさらに政府投資と政府消費に分け、両者の都市・農村部家計消費への影響をそれぞれ分析する。そして、最後に結論を述べる。

4.2 先行研究

政府支出が家計消費に与える影響の分析に関して、すでに多くの理論的、実証的研究がある。

理論面では主に二つの考え方がある。ケインズ派は政府支出と家計消費の関係が相互補完

的であると指摘している。彼らは政府支出の拡大が総需要を拡大し、乗数効果を伴って国民所得を増加させることによって家計消費を上昇させるとしている。また、家計消費の上昇がさらに国内需要を拡大し、経済成長を牽引すると主張した。

反対に、新古典派は政府支出と家計消費の関係が代替的であると指摘している。彼らは政府支出の拡大が金融市場の金利を押し上げ、民間の投資活動を圧迫すると同時に、国民の租税負担率を上昇させるとしている。政府支出によって、家計が将来可処分所得の低下を予期し、消費を減少させるクラウディングアウト効果が生じると主張した。

実証面でも統一的な結論は得られていない。政府支出と家計消費の関係に関して、今まで行われた実証研究の結果は、補完的、代替的、無関係もしくは不明確であるという 3 種類に分けられる。第 4.1 表は、2000 年以降の主な研究結果を取り上げ、それぞれの研究手法及び主な結論をまとめている。

第 4.1 表 政府支出の家計消費に及ぼす影響

関係	筆者	発表年	研究手法及び主な結論
補完的 である	Blanchard,O., et al.	2002	第二次世界大戦後のアメリカの年次データを用いて構造的時系列モデル(SVAR)で実証分析を行い,乗数効果の働きにより,政府の購買支出が消費を刺激したと指摘している。
	Schclarek,A.	2007	19の先進国と21の途上国の1970年から2000年までのデータを用いて実証分析を行い,政府支出が工業国及び発展途上国の家計消費にとってともに補完的であると指摘している。
	Ravana, M.O., et al	2012	四つの工業先進国の四半期データを用いてパネル構造 VAR モデルで実証分析を行っている。その結果,政府支出の増加が社会産出,家計消費に対し,正の影響を有意に及ぼすことを示している。
	楚爾鳴ほか	2008	1999~2005年における中国27省のデータを用いてパネル共和分検定と完全修正最小二乗法により実証分析を行って,中国政府支出と家計消費とに弱い補完関係があることを表している。
	劉東皇ほか	2010	1985 から 2009 における中国の年次データを用いて AR モデルにより政府支出と家計消費の関係を検証した。その結果,政府支出が家計消費に対し正の影響を有意に及ぼすことを示している。
代替的 である	Ho, T-W	2001	経済協力開発機構(OECD)の24ヶ国のパネルデータを用いてパネル共和分モデルで,各国の財政支出と家計消費の関係を推定している。その結果,財政支出が家計消費を押し出すことを表明している。

	Kwan, Y. K.	2006	1960年から2002年までの東アジア9ヶ国のデータを用いてパネル共和分モデルで実証分析を行っている。その結果,政府支出と家計消費が代替関係にあり,ダイレクト・クラウディング・アウト効果が働いていると結論付けている。
	藤井隆雄	2011	2財の恒常所得モデルにより1980年から2009年における日本の四半期データを用いて分析を行っている。その結果,日本においては政府支出と家計消費が代替的であることを示している。
	申琳ほか	2007	1978年から2005年における中国の年次データを用いてARモデルで実証分析を行っている。彼らは中国においては1人当たりの政府支出が1人当たり家計消費と長期的な代替関係があると指摘している。
	方福前ほか	2014	2007年から2002年における中国の省レベルデータを用いて固定効果モデルで実証分析を行っている。その結果,中国においては政府支出と家計消費の関係が代替的であることを示している。
無関係 もしくは 明確 ではない	Uhlig, H., et al.	2002	1955年から2000年におけるアメリカの四半期データを用いて構造VARモデルで実証分析を行っている。彼らは政府支出と家計消費の間に有意的な補完関係もしくは代替関係は存在していないと指摘している。
	Wolff, G. B., et al.	2006	ドイツのデータでMountford Uhlig(2002)と同様の分析を行って,類似の結果を得た。
	Luca A., et al.	2013	1960年から2008年における132ヶ国の年次データを用いて,固定効果モデルで実証分析を行っている。彼らは政府支出の家計消費に与える影響が各国の経済発展レベル,対外貿易開放度,政府規模,国規模などに依存していることを指摘している。
	謝建国ほか	2002	1978年から1999年における中国の年次データを用いて2期モデルを応用し実証分析を行っている。その結果,短期では,中国政府支出の増加を通じて総消費を上昇させる可能性があるが,長期均衡では,政府支出の増加が家計消費支出を完全に押し出すことを示している。
	張治覚ほか	2007	1978年から2004年における中国の年次データを用いて可変パラメータモデルにより実証分析を行っている。その結果,中国においては政府支出が経済発展の各時期に家計消費に与える影響が同じではないことを表明。

また,中国においては,政府支出の個別項目と家計消費の関係を分析する先行研究があり,苑徳宇ほか(2010)は1998年から2006年における中国20省のデータを用いて動学的パネルデータ分析を行っている。その結果,科学,教育,文体(文化・娯楽・体育),衛生支出が家

計消費と補完的であり、政府消費支出が家計消費と代替的であることを示している。李春琦・唐哲一(2010)は1978年から2006年における中国時系列データを用いて分析を行っている。彼らは政府の「行政管理費用支出」は家計消費を押し出す効果がある一方、「社会文化・教育支出、経済建設支出及び他の補助性財政支出」が家計消費を牽引する効果があると指摘している。

これまでの先行研究の多くは先進諸国を対象としており、分析の対象期間やその結果も様々である。また、国によって経済状況やその発展パターンなどが大きく異なっている。中国は経済構造の転換に取り組んでいる最中であり、また、都市と農村の二重社会構造が未だに打破されていない。本章は中国を分析対象としているが、中国を分析対象とした先行研究と比較すると、本研究の特徴は以下のようにまとめられる。まず、先行研究では、主に家計消費に影響を及ぼす他の要因を考慮せずに時系列データを用いて政府支出と家計消費の関係を検証している。中国においては、経済発展の地域間不均衡があり、各省の間には大きな地域間格差が存在している。その上、各省内においても所得レベルと生活習慣の違いによって、都市部家計と農村部家計の政府支出変化に対する反応が異なる。また、中国政府の都市部に傾斜した発展戦略のもとでは、都市部家計と農村部家計は、政府支出の恩恵を平等に受けているとは言えない。本章はこのような影響要因をコントロールした上で、省レベルでのパネルデータを用いて政府支出行動の都市部、農村部における家計消費に対する影響をそれぞれ分析し考察する。また、政府支出の個別項目を用いて分析を行った先行研究（苑徳宇ほか、2010）と異なり、本章では政府支出を政府投資と政府消費に分け、それぞれの都市・農村部家計消費に与える影響を分析することで、政府支出の機能とその影響の違いについても考察する。

4.3 実証分析

4.3.1 データ概要

1999年から2012年における中国30省・直轄市・自治区⁵⁾のパネルデータを用いて分析を行う。データ集合は420個の観察値を含んだ30×14のバランスパネルデータ集合である。実証分析を行う際、一部の指標は複数の観察値の欠損があったため、すべての回帰結果が必ず420個の観察値を含むとは言えない。本章のデータは『中国統計年鑑』『中国財政年鑑』『国泰安金融経済データベース』から採用している。

⁵⁾ チベットの年次データは一部分欠落しているため、本章はチベットを研究対象の中から除く。

4.3.2 指標の設定

本章では主に家計消費変数、政府支出変数、他の制御変数という3種類の指標を用いる。

(1) 家計消費変数

本章は中国各省の家計消費率を被説明変数とする。中国における都市部と農村部家計の消費習慣や消費構造などが大きく異なっているため、政府支出の両者に及ぼす影響も大きな差異があると考えられる。より正確に政府支出の家計消費に与える影響を検証するために、ここでは家計消費率を都市部、農村部に分け、それぞれ分析を行う。

(2) 政府支出変数

本章の主な説明変数は、地方政府の財政支出規模である。先行研究では主に中央政府支出を分析しているため、政府支出のGDPに占める割合を政府支出規模の代理変数として用いている。ここでは、先行研究と異なり、地方政府支出の地方政府財政所得に占める割合をその代理変数とする。なぜなら、省GDPは地方政府の投資支出や公共サービスの支払能力を表しているとは言えないからである。中国では、1994年に実施した「分税制改革」により、GDPと高い相関関係にある各省の税収の一部は中央政府に分配されており、地方政府の支払能力を表す変数としては、GDPよりも各省の財政所得の大きさの方が良いと言える。

また、公表された地方政府支出の項目には2007年前後で若干の変化がある。2006年まで公表されている「財政所得合計」、「財政支出合計」は2007年から「一般予算所得」、「一般予算支出」と名称が変更されている。本章の分析期間は2007年前後を含んでおり、指標を統一するため、ここでは政府支出変数を以下のように定義する。

2006年まで 政府支出変数＝財政支出合計／財政所得合計

2007年から 政府支出変数＝一般予算支出／一般予算所得

(3) 他の制御変数

先進国の消費・貯蓄行動に関する先行研究では、1人当たり実質可処分所得、人口構成、金融発展が長期における家計貯蓄行動変化の主な要因であると指摘されている(Loayza et al., 2000; Bosworth et al., 2007; Park et al., 2009; 他)。経済転換期にある中国は産業構造の不合理性や二重社会構造⁶⁾などの諸問題に直面している。産業構造の不合理性が所得分配の不平等を引き起こすことにより家計消費に負の影響を与える恐れがある(万広華, 2008)。二重社会構造における都市・農村部の間に拡大し続ける格差も社会全体、特に農村部の家計消

⁶⁾ 中国では1958年の戸籍登記条例により、「農村戸籍」と「非農村戸籍（都市戸籍）」は厳格に区別され、農村住民と都市住民が、まったく異なる社会を構成し、異なる社会的待遇を受けるという「二重社会構造」が形成した。

費を抑える可能性がある(李文星ほか, 2008 ; 程磊, 2011). そのほか, 都市化が経済成長を牽引することを通じて家計消費に刺激を与えるため, 各省の地方政府は都市化を促進している. 以上の考えに基づき, 本章では先行研究で言及された影響以外に, 第二次産業の GDP に占める割合, 都市・農村部家計の実質所得比率, 都市部人口の総人口に占める割合を, それぞれ産業構造, 都市・農村部の所得不平等, 都市化水準の代理変数として推定式に導入し, それらの家計消費に与える影響を制御する. 第 4.2 表は各変数の名称及び定義を説明している.⁷⁾

第 4.2 表 各変数の名称及び定義

家計消費変数	都市部家計消費率	<i>cnr_city</i> 各省の都市部家計消費総額の GDP に占める割合
	農村部家計消費率	<i>cnr_rural</i> 各省の都市部家計消費総額の GDP に占める割合
地方政府支出変数	政府支出	<i>rgexp</i> 政府支出の政府所得に占める割合
	政府投資	<i>rginv</i> 政府投資の政府所得に占める割合
	政府消費	<i>rgcon</i> 政府消費の政府所得に占める割合
他の制御変数	所得水準	<i>realincome1</i> 都市部家計の実質 1 人当たり可処分所得
		<i>realincome7</i> 農村部家計消費の実質 1 人当たり純所得
	産業構造	<i>gdp_ratio2</i> 第二産業増加値の GDP に占める割合
	金融発展水準	<i>finance</i> 年末に金融機構における貯金・貸出金残高総額の GDP に占める割合
	都市化水準	<i>urbanization</i> 各省の総人口に占める都市常住人口割合
	都市・農村部における所得不平等	<i>inequality</i> 都市部家計 1 人当たり可処分所得と農村部家計消費 1 人当たり純所得の比率
	人口年齢構成	都市部における児童扶養率
<i>old_city</i>		
農村部における児童扶養率		<i>child_rural</i>
		<i>old_rural</i>

⁷⁾ 政府投資と政府消費に関しては, 本章の第 4 節で詳しく説明する.

4.3.3 モデル設定

本章で使用するデータ集合はバランスパネルデータであるため、固定効果モデルを応用することによって欠落変数によるバイアスはある程度防ぐことができる。また、時系列上で変化する部分の影響を区別するために年次ダミーをモデルに加える。前項で定義した 3 種類の変数を用いて、次式により政府支出と家計消費に関する推定を行う。

$$cnr_city_{it} = \beta_1 rgexp_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 \alpha_i + \beta_4 Y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$cnr_rural_{it} = \beta_1 rgexp_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 \alpha_i + \beta_4 Y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

ここで、 X_{it} は一連の制御変数を組み合わせたベクトル、 α_i は省 i に固定の効果、 Y_{it} は年次ダミー、 ε_{it} は攪乱項である。推定式(4.1)と推定式(4.2)はそれぞれ政府支出の都市・農村部家計消費に及ぼす影響を分析する。分析に利用した変数の基本統計量は、第 4.3 表のようにまとめられる。

第 4.3 表 推定に利用した諸変数の基本統計量

variable	obs	mean	sd	min	max
<i>cnr city</i>	420	0.24	0.05	0.12	0.41
<i>cnr rural</i>	420	0.13	0.07	0.02	0.38
<i>rgexp</i>	420	0.22	0.09	0.11	0.68
<i>rginv</i>	413	0.09	0.05	0.02	0.33
<i>rgcon</i>	420	0.15	0.07	0.03	0.40
<i>realincome1</i> (千元)	420	10.63	4.80	4.34	30.81
<i>realincome7</i> (千元)	420	3.79	2.14	1.36	13.65
<i>gdp ratio2</i> (%)	420	46.98	7.56	19.76	61.50
<i>finance</i> (%)	420	2.54	0.93	1.29	7.30
<i>inequality</i> (%)	420	2.97	0.60	1.87	4.76
<i>child city</i> (%)	420	19.65	4.77	9.00	38.98
<i>old city</i> (%)	420	11.40	2.80	5.19	22.95
<i>child rural</i> (%)	420	30.69	9.34	10.96	52.11
<i>old rural</i> (%)	420	12.46	3.38	6.28	25.82
<i>urbanization</i> (%)	420	45.90	15.45	14.25	89.33

4.3.4 分析結果

第 4.4 表は地方政府支出と家計消費に関する推定結果を示したものである。推定は、都市・農村部家計についてそれぞれ行っている。

第 4.4 表の結果をみると、都市・農村部ごとで政府支出の家計消費に与える影響に関するパラメータの推定値や有意水準が異なっているほか、各制御変数の家計消費に及ぼす影響も一致しないものが見られる。

産業構造に関する係数をみると、都市部、農村部ではいずれも負で統計的に有意である。つまり、産業構造の不合理性は都市部・農村部の家計消費率を引き下げると考えられる。

所得水準に関する係数をみると、実質 1 人当たり可処分所得の家計消費率に及ぼす影響は、都市部では統計的に有意な水準で計測されない一方、農村部では正で統計的に有意であることが観察される。また、所得不平等の影響については、都市部は正で、農村部は負で、統計有意の推定結果となっている。これらは、中国経済発展のアンバランスによって都市部家計の実質所得が顕著に伸びた一方、農村部家計の実質所得は大幅に伸びず、拡大し続ける所得格差が農村部家計消費率を抑えていると考えられる。

金融発展水準、都市化水準に関する係数をみると、両者とも所得不平等と近似的な推定結果となっている。中国における金融システムの改革と発展は、主に都市部を中心として進められている。中国人民銀行の報告書(2011)は、近年、農村インフラ整備という政府の施策により農村インフラ整備向けの融資が伸び始めたが、農家向けの融資が一貫して少ないことを報告している。都市部における金融発展が農村部資金を吸収することで農村部家計の借入融資が難しくなり、農村部家計消費率に負の影響を与える可能性があると考えられる。また、農村部の過剰労働力を都市部に流動させて経済成長を牽引するために各省では都市化が加速されているが、中国の戸籍制度の存在で都市部へ出稼ぎに行った農民たちは都市部家計と同じような待遇を受けられず、しかも、彼らの生活リスク⁸⁾やコストは上昇している。したがって、現戸籍制度のもとで行われている都市化は農村部家計消費率を抑える可能性が非常に高いと考えられる。

人口年齢構成に関する係数をみると、高齢者扶養率の家計消費率に及ぼす影響は、都市部、農村部ではともに負で統計的に有意であることがわかるが、児童扶養率の家計消費率に及ぼす影響は、都市部では統計的に有意な水準ではない。その一方、農村部では負で統計的に有意であることがわかる。高齢化が進んでいる中国社会にとって、高齢者扶養率の

⁸⁾ 出稼ぎ農民は都市に住んでいても、都市戸籍の住民と同水準の医療など社会保障が受けられない。

上昇は家計の予備的貯蓄動機を高め、消費率を抑えている可能性がある。また、1996年に実行された教育改革が家計の育児負担を増加させ、所得水準の低い農村部家計の消費率に負の影響を与えていると考えられる。

最も注目すべき政府支出に関する係数をみると、政府支出の家計消費率に及ぼす影響は、都市部では正で統計的に有意であることがわかる一方、農村部では統計的に有意な水準で計測されていない。つまり、政府支出の政府所得に占める割合が上昇するなら、都市部家計の消費率にプラスの影響を及ぼす可能性があり、農村部家計の消費率に有意な影響を与えていないと考えられる。しかし、中国各地方政府は、省全体の財政支出データを公表しているが、都市部向け支出や農村部向け支出などの詳細なデータについては公表していない。それゆえ、本章で使用するデータと推定結果から、都市部と農村部における上記の結果の差が生じた原因を特定することは難しい。ここでは二つの原因の可能性に言及しておく。第一に、政府支出そのものがこの差異をもたらした可能性である。つまり、政府支出の項目と金額は都市部に傾斜している。第二に、都市部家計と農村部家計の違う消費習慣がこの差異をもたらした可能性である。つまり、農村部家計と比べて、都市部家計の方が政府支出の変化に対してより敏感に反応する。

また、本節の政府支出という項目は、支出の使用目的ごとに区別されていない。政府支出と家計消費の関係をより明確にするため、次節では政府支出を政府投資と政府消費に分けてそれぞれの家計消費に及ぼす影響を分析する。

第 4.4 表 政府支出と都市・農村部家計消費に関する推定結果

	(1)	(2)
	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_rural</i>
<i>rgexp</i>	0.149*	-0.025
	(2.10)	(-0.51)
<i>gdp_ratio2</i>	-0.001**	-0.001***
	(-2.83)	(-4.02)
<i>inequality</i>	0.051***	-0.022**
	(4.91)	(-3.10)
<i>finance</i>	0.066***	-0.026***
	(9.75)	(-5.46)
<i>urbanization</i>	0.003***	-0.001***
	(5.57)	(-3.75)
<i>child_city</i>	0.001	
	(1.57)	
<i>old_city</i>	-0.004***	
	(-4.86)	

<i>realincome1</i>	-0.018 (-1.01)	
<i>realincome7</i>		0.154*** (6.69)
<i>child_rural</i>		-0.001** (-2.70)
<i>old_rural</i>		-0.002** (-2.99)
<hr/>		
<i>N</i>	420	420
<i>R</i> ²	0.531	0.870

注) ()内はt値を示し, ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している.

4.4 政府投資，政府消費の家計消費に与える影響

世界金融危機の実体経済に与えるダメージを減少させるため，中国政府は2008年「四兆元」の経済刺激政策を打ち出し，政府投資を通じて経済成長率を一定の率で維持することを図った。では，政府投資は家計消費に影響を与えるかどうか，家計消費を牽引できるか否かについて検証する必要がある。また，政府投資以外，政府消費も家計消費に影響を与える可能性があると考えられる。政府消費は乗数効果で家計消費を牽引できる一方，税金などを通して家計消費を圧迫する可能性もある。ここでは，政府支出を政府投資と政府消費に分け，それぞれが家計消費に与える影響を分析する。

4.4.1 指標の設定

(1) 政府投資変数

政府財政支出の中に政府投資という指標がないため，先行研究では主に二つの方法を用いて政府投資を定義している。

① 広口径政府投資

張衛国ほか(2011)，周光亮(2012)などの先行研究では，科学・教育・文化・衛生に関する支出は短期的にGDPに直接影響することなく，政府機構の運営及び役員の賃金に使用される行政管理費用も生産性とは関係のないことを主張し，政府支出の中から科教文衛支出及び行政管理費用を除いたものを政府投資と定義している。

この定義方法では，政府の人的資本投資や公衆衛生資本投資といった無形資本投資が無視されているとの指摘があるため，D.Holtz-Eakin(1994)，J. M. Gonzales- Paramo and D. Martinez (2003)は科学，教育などの無形資本投資も政府投資の項目に入れ，政府投資規模を測定している。

② 狭口径政府投資

秦学志ほか(2011), 戴穎杰ほか(2012)などの先行研究では, 社会固定資産総投資額中の国家予算内資金投資を政府投資の代理変数としている. この定義方法は広口径政府投資と同じように有形投資しか考慮しておらず, 無形投資を無視している.

前節で言及したように, 2007 年前後で中国地方政府が公表した所得支出項目には若干の変化があった. 支出項目上で, 2006 年までの 33 項目が 2007 年から 17 項目に調整合併された. 本論では先行研究を参考に, 国家予算内資金投資と教育, 科学技術, 衛生の合計を政府投資と定義した上で, その政府所得に占める割合を政府投資規模の代理変数とする. これによって, 統計手法の変化による不統一性が避けられると同時に, 有形及び無形資本投資を同時に考慮でき, より正確に政府投資効果を評価することができる.

(2) 政府消費変数

『中国統計年鑑』における国内総生産(支出面)に関する公表データ中では, 科教文衛(科学・教育・文化・衛生), 行政管理, 国防, 公共安全, 外交などの支出合計が政府消費と定義され, 経済性支出と移転支出が政府消費に含まれていない. そこで本章では, 政府消費から科教文衛支出を除いたものを政府消費と定義し, その政府所得に占める割合を政府消費規模の代理変数とする.

4.4.2 分析結果

第 4.5 表, 第 4.6 表はそれぞれ都市部, 農村部の推定結果を示している. そのうち, (1) は政府投資を主な説明変数とし, (2) は政府消費を主な説明変数とし, (3) は政府投資と政府消費を同時に説明変数として分析している. すべてのモデルは他の影響要因を考慮した上で時系列上の変化及び省別の固有の効果をコントロールした.

制御変数に関する係数をみると, 前節の推定結果と比べて, 都市部, 農村部ではともに推定値の大きさが多少変化しただけで, 符号と有意性については変化のないことが明らかとなった. つまり, 前節で得た制御変数に関する結論はここでも成立する.

(1) における政府投資変数に関する係数をみると, 政府投資の家計消費率に及ぼす影響に関して, 都市部では正で統計的に有意であることが観察できる一方, 農村部では負であったが統計的に有意ではない推定結果となっている. (2) における政府消費変数に関する係数をみると, 政府消費が家計消費率に与える影響に関しては, 都市部, 農村部ともに統計的に有意な結果は得られなかった. (3) が示しているように, 政府投資と政府消費を同時にモデルに入れて推定を行った結果, (1), (2) と比べ, 政府投資, 政府消費の家計消費に与える

影響について大きな差は見当たらない。つまり、政府投資の政府所得に占める割合の上昇は都市部家計消費率に正の影響を与えているが、農村部家計消費率に影響を与えているとは言えない。それと同時に、政府消費が家計消費率に影響を及ぼさないことが考えられる。

ここで注意すべきなのは、政府投資と政府消費がともに農村部家計消費率を牽引していると言えないことである。これは政府支出、特に政府投資が都市部に傾いて、都市・農村部家計が平等に政府支出の恩恵を享受していないことを示唆している。また、負で有意ではない政府投資の農村部家計消費に関する推定結果から、都市部に傾斜した政府投資が農村部向けの投資資源を圧迫し、農村部家計消費を抑えている可能性もある。

第 4.5 表 政府投資，政府消費と都市部家計消費

	(1)	(2)	(3)
	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_city</i>
<i>rginv</i>	0.204** (2.26)		0.208** (2.31)
<i>rgcon</i>		-0.055 (-1.08)	-0.062 (-1.21)
<i>gdp_ratio2</i>	-0.001*** (-3.05)	-0.002*** (-3.34)	-0.002*** (-3.27)
<i>inequality</i>	0.056*** (5.28)	0.053*** (5.07)	0.055*** (5.24)
<i>finance</i>	0.064*** (9.49)	0.066*** (9.80)	0.063*** (9.12)
<i>urbanization</i>	0.003*** (5.36)	0.003*** (5.09)	0.003*** (5.14)
<i>child_city</i>	0.001* (1.73)	0.001* (1.76)	0.001* (1.71)
<i>old_city</i>	-0.004*** (-4.71)	-0.005*** (-4.98)	-0.004*** (-4.78)
<i>realincome1</i>	-0.002 (-1.15)	-0.003** (-2.13)	-0.002 (-0.89)
<i>N</i>	413	420	413
<i>R</i> ²	0.525	0.527	0.527

注) ()内はt値を示し，***，**，* はそれぞれ1%，5%，10%水準で有意であることを示している。

第 4.6 表 政府投資，政府消費と農村部家計消費

	(1)	(2)	(3)
	<i>cnr_rural</i>	<i>cnr_rural</i>	<i>cnr_rural</i>
<i>rginv</i>	-0.095 (-1.53)		-0.099 (-1.58)
<i>rgcon</i>		0.058 (1.57)	0.061 (1.65)
<i>realincome7</i>	0.015*** (6.64)	0.015*** (7.23)	0.014*** (6.11)
<i>gdp_ratio2</i>	-0.001*** (-4.00)	-0.001*** (-3.49)	-0.001*** (-3.50)
<i>inequality</i>	-0.025*** (-3.43)	-0.021*** (-3.07)	-0.025*** (-3.48)
<i>finance</i>	-0.024*** (-5.16)	-0.025*** (-5.26)	-0.023*** (-4.89)
<i>urbanization</i>	-0.002*** (-4.02)	-0.001*** (-3.60)	-0.001*** (-3.87)
<i>child_rural</i>	-0.001*** (-2.75)	-0.001** (-2.56)	-0.001** (-2.45)
<i>old_rural</i>	-0.002*** (-2.61)	-0.002*** (-2.84)	-0.002** (-2.49)
<i>N</i>	413	420	413
<i>R</i> ²	0.865	0.870	0.866

注) ()内はt値を示し，***，**，* はそれぞれ1%，5%，10%水準で有意であることを示している。

4.4.3 頑健性の検証

政府財政政策の実行には時間の遅れが存在するため，政府支出の家計消費に及ぼす影響にもラグがあると考えられる．ここでは 1 期前の政府支出，政府投資，政府消費を説明変数として再び家計消費との関係を分析し，推定結果の頑健性を検証する．

第 4.7 表，第 4.8 表はそれぞれ都市部，農村部に関する再検証の結果をまとめたものである⁹⁾．推定結果をみると，1 期前の政府支出は都市部家計消費率に有意にプラスの影響を与えているが，農村部家計消費率に有意な影響を与えていない．また，1 期前の政府消費変数の係数も大きな変化は見受けられず，都市部，農村部ではともに有意ではない．1 期前の政府投資の家計消費率に及ぼす影響について，都市部では当期の政府投資と同じように正で統計的に有意であるが，農村部では負で統計的に有意であることになっている．これらに

⁹⁾ スペースを節約するため，ここでは制御変数の推定結果に関する報告を省略する．

より、前節までの推定結果が頑健なものであることが確認できると同時に、4節で言及した政府投資の都市部への傾斜が農村部家計消費率を抑えている可能性を支持している。

第 4.7 表 政府支出と都市部家計消費に関する頑健性検証

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_city</i>	<i>cnr_city</i>
<i>L.rgexp</i>	0.124* (1.66)			
<i>L.rginv</i>		0.221** (2.28)		0.228** (2.34)
<i>L.rgcon</i>			0.042 (-0.79)	0.053 (-1.01)
<i>N</i>	390	383	390	383
<i>R</i> ²	0.523	0.516	0.52	0.517

注) ()内はt値を示し, ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している.

第 4.8 表 政府支出と農村部家計消費に関する頑健性検証

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cnr_rural</i>	<i>cnr_rural</i>	<i>cnr_rural</i>	<i>cnr_rural</i>
<i>L.rgexp</i>	-0.031 (-0.63)			
<i>L.rginv</i>		-0.126* (-1.94)		-0.131** (-2.00)
<i>L.rgcon</i>			0.022 (-0.61)	0.033 (-0.91)
<i>N</i>	390	383	390	383
<i>R</i> ²	0.859	0.853	0.859	0.853

注) ()内はt値を示し, ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している.

4.5 まとめ

本章では、1999年から2012年にかけて、中国地方政府支出が都市・農村部家計消費率にどのような影響を及ぼしているかについて、実証的な分析を行った。これまでの研究と比較すると、他の影響要因をコントロールした上で、政府支出の都市部、農村部別の家計消

費率に及ぼした効果を分析し、さらに政府支出を政府投資、政府消費に分けて再検証したところに特色がある。なお、推定の際、各省の地方政府を対象に省パネルデータを用いて固定効果モデルで分析を行った。

実証分析の結果、次のような事実が明らかとなった。

第一に、政府支出は都市部の家計消費率を顕著に牽引できたが、農村部の家計消費率には有意な影響を与えなかった。その中、都市部家計に対して、政府投資は政府支出よりもっと有効的に消費率を牽引することができたが、政府消費は有意な効果を表さなかった。農村部家計に対して、政府投資と政府消費はともに家計消費率を牽引し難い。

第二に、1期前の政府支出、政府投資、政府消費と家計消費率に関する再検証により、推定結果の頑健性を確認したと同時に、都市部に傾斜した政府投資が農村部向けの投資資源を圧迫して、農村部家計消費率を抑える可能性を示唆した。

第三に、一連の制御変数に関する推定結果をみると、金融発展、都市化、所得格差がともに都市部家計消費率にプラスの影響を与えた一方、農村部家計消費率にマイナスの影響を与えた。つまり、農村部家計は中国経済発展の恩恵を十分に享受しているとは言えない。また、産業構造の不合理性と社会の高齢化はともに都市・農村部家計消費率にマイナスの影響を及ぼしている。

このように、本研究は、中国地方政府支出の都市、農村部家計消費に対する影響を明らかにした。しかしながら、農村部向けの政府支出データが公表されておらず、政府財政項目の内容が調整されたため、農村部向けの政府支出データの獲得は非常に困難である。したがって、本研究では省レベルデータを使用して分析を行った。より正確に政府支出の農村部家計消費に及ぼす影響を再検証することが今後の課題となっている。

結 論

家計消費不足の問題は、中国経済の持続可能な成長を妨げるボトルネックの一つとして注目され、その原因や対策について多くの議論が重ねられてきた。消費者行動、特に都市部家計の消費行動を主な分析対象とする先行研究に対し、本研究では、農村部における家計消費の影響要因を考察した上で（第1章）、中国政府による経済政策の有効性に注目し、社会養老年金制度の実施（第2章）、退職年齢の延長（第3章）、政府財政支出の増加（第4章）が家計消費に与える影響について実証研究を行った。その結果、以下のような主な結論が得られた。

1. 地域ごとに都市化の進展や不動産市場の発展度合いによる消費への促進効果は異なっているが、中国農村部全体では所得水準、消費習慣、教育・医療改革による不確実性が家計消費に強い影響を及ぼしている一方、実質利子率の変化は家計消費に有意な影響を及ぼしていない。したがって、中国農村部全体では教育・医療に関する社会保障制度を充実させることで家計所得を増加させると同時に、農村部の家計消費を促進させることが出来ると考えられる。また、利子率の調整による農村部への家計消費を刺激する金融政策の効果は小さいと考えられる。

2. 農民や自営業者を対象とする任意加入型社会養老年金制度の実施は、中国の家計消費、特に農村部の家計消費を促進させることに有効である。したがって、社会保障制度の一環として、任意加入型養老年金制度をより早く全国に普及させるべきである。特に、低い水準に留まっている農村部家計の養老年金加入率を上昇させることは、家計の将来に関する不安や不確実性を低下させ、家計消費を促進させる上で重要な手段だと考えられる。また、任意加入型社会養老年金の加入に関して、悪い経済状況と流動性制約に直面する世帯主は、未加入状態に陥りやすい傾向にある。つまり、低所得階層の家計ほど任意加入型社会養老年金制度による恩恵を受けられない可能性が高い。したがって、任意加入型社会養老年金

の加入率を上昇させることによって、より多くの家計が年金制度による恩恵を享受できるためには、低所得階層の家計に対する保険料の免除制度の導入や政府補助による流動性制約の緩和などの救済策を講じる必要があると考えられる。

3. 政府部門や企業部門に勤めている従業員を対象とする強制退職制度が実施されている中国では、世帯主が定年に達していない世帯と比べ、世帯主が定年後働かない世帯は、より低い限界消費性向を持っている。他方で、世帯主が定年後働き続ける世帯は、世帯主が定年に達していない世帯よりも高い限界消費性向を持っている。それゆえに、退職年齢の延長は家計消費を上昇させる有効な政策であると考えられる。したがって、強制的な退職制度ではなく、勤労年齢に応じた所得税減税の調整などを通じて、定年を迎える勤労者が労働意欲を高めるような柔軟性のある退職制度を設計すべきであると考えられる。

4. 政府支出は、農村部の家計消費総額の GDP に占める割合である家計消費率に有意な影響を与えていないが、都市部の家計消費率を顕著に牽引している。その中でも、都市部の家計に対して、政府投資は消費率の牽引に関して有効的であるが、政府消費は有意な効果を示していない。また、農村部の家計に対して、政府投資と政府消費は共に家計消費率の引き上げ効果を示していない。さらに、一期前の政府支出、政府投資、政府消費と家計消費率に関する再検証は、都市部に傾斜した政府投資が農村部向けの投資資源を圧迫し、農村部の家計消費率を抑える可能性を示唆している。したがって、政府支出の増加を通じて家計消費を促進する経済政策は中国の家計消費、特に農村部の家計消費を十分に牽引できるとは言えない。政府支出の家計消費の上昇に対する有効性を実現するためには、政府消費支出を減少させると同時に、政府投資をインフラの整備や教育・医療等の公共サービスが都市部と比べ大きく遅れている農村部へシフトさせることが必要であると考えられる。

以上の本研究の分析を通じて、都市部と農村部ごとの家計消費の拡大に対する経済政策や制度の有効性や重要性について明確にすることができた。最後に、残された課題について触れたい。

本研究の分析では、任意加入型社会養老年金の加入・未加入が家計消費・貯蓄行動に及ぼす影響を考慮しただけになっている。所得水準や消費習慣などが異なる都市部や農村部では、家計消費の定額養老保険料に対する反応も異なっている。所得水準が低く、養老保険料負担能力が乏しい農村部では、家計消費は定額養老保険料により敏感に反応する傾向がある。したがって、任意加入型社会養老保険料の負担率が家計消費・貯蓄行動に与える影響を分析することを通じて、都市部と農村部ごとに最適な養老保険料負担率を決める必要があると考えられる。

さらに、強制加入型企业従業員年金制度、国の全額負担型公務員年金、任意加入型社会養老年金制度が共存している中国では、この3種類の年金制度による保険料負担率の家計消費・貯蓄行動に与える影響にどれほどの差異があるか、どのように3種類の年金負担率を調整することで所得格差や消費格差を縮小させるか、などの検証が挙げられる。これらの問題についても、さらなる詳しいデータを用いて分析する必要があると考えられる。

また、強制退職制度の分析に関して、定年延長の家計消費に対する有効性を検証したが、強制退職制度は政府部門や企業部門に勤めている従業員にのみ適用されている。これらの従業員を含まない家計の消費行動に対して、退職年齢の延長は直接的な影響をほとんどもたらさないと考えられる。つまり、退職年齢の延長が家計消費に与える影響には一定の限度がある。本研究では農業や自営業に従事し、自発的に定年退職できる高齢者の就業・消費行動に関しては、分析を行っていない。こうした高齢者の就業率を上昇させることはさらに中国の家計消費を拡大する一つの可能性として考えられる。したがって、家計消費を上昇させるためには、政府部門と企業部門に勤めている従業員を対象とする強制退職年齢を延長させるという制度の改善以外にも、強制退職制度に縛られていない高齢者の就業・消費行動を促進するような政策を考察することが重要であると考えられる。

【参考文献】

- Aguiar, M., and E. Hurst (2005) "Consumption vs Expenditure," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 5, pp.919-948.
- Aguiar, M., and E. Hurst(2007) "Life-Cycle Prices and Production," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, pp. 352-365.
- Aguila, E., O. Attanasio, and C. Meghir(2011) "Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, pp.1094-1099.
- Alessie, R., Angelini, V. and Van Santen, P. (2013) " Pension wealth and household savings in Europe: Evidence from SHARELIFE," *European Economic Review*, Vol.63, pp. 308-328.
- A. Schclarel (2007) "Fiscal policy and private consumption in industrial and developing countries," *Journal of Macroeconomics*, Vol.29, pp.912-939.
- Banks, J., R. Blundell, and S. Tanner(1998) "Is There a Retirement Saving Puzzle?" *American Economic Review*, No. 88, pp.769-788.
- Battistin, E., A. Brugiavini, E. Rettore, and G. Weber(2009) "The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach," *American Economic Review*, No. 99, pp.2209-2226.
- Bernheim, D., J. Skinner, and S. Weinberg(2001) "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among US Households?" *American Economic Review*, Vol.91, No. 4, pp.832-857.
- Blanchard, Olivier, and R. Perotti(2002) "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output," *the Quarterly Journal of economics*, Vol.117, pp.1329-1368.
- Bosworth, Barry, and Chodorow-Reich, G. (2007), "Saving and Demographic Change: The Global Dimension," Available at SSRN (<http://ssrn.com/abstract=1299702> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1299702>)
- Campbell, J.Y. and N.G. Mankiw (1991) "The response of Consumption to Income, a Cross-Country Investigation," *European Economic Review*, Vol.35, pp.723-756.
- Cardak, B. A., and Wilkins, R. (2009) "The determinants of household risky asset holdings: Australian evidence on background risk and other factors," *Journal of banking & Finance*, Vol.33, No.5, pp.850-860.
- Chamon, Marcos D., and Eswar S. Prasad (2010) "Why are saving rates of urban households in China rising?," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.2, No.1, pp. 93-130.
- Dicks-Mireaux, L. and King, M. (1984) " Pension wealth and household savings: tests of

- robustness,” *Journal of Public Economics*, Vol.23, No.1, pp. 115-139.
- Dynan, K. E., Skinner, J., and Zeldes, S. P.(2002) “The Importance of Bequests and Life-cycle Saving in Capital Accumulation: A New Answer,” *American Economic Review*, Vol.92, No.2, pp.274-278.
- Feldstein, M.(1974)“Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation,” *The journal of political economy*, Vol.82, No.5, pp. 905-926.
- Fisher, J., D. Johnson, J. Marchand, T. Smeeding, and B. Torrey(2008) “The Retirement Consumption Conundrum: Evidence from a Consumption Survey,” *Economics Letters*, Vol.99, No.3, pp.482-485.
- Friedman, M.(1957) *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.
- Gale, W. G. (1998) “ The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence,” *Journal of Political Economy*, Vol.106, No.4, pp. 706-723.
- Giles J. and K.Yoo (2007) “Precautionary Behavior, Migrant Networks and Household Consumption Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data from Rural China,” *The Review of Economics and Statistics*,Vol.89,N.o.3,pp.534-551.
- Gonzales-Paramo, J. M., and Martinez, D. (2003) “Convergence across Spanish regions: New evidence on the effects of public investment,” *The Review of Regional Studies*, Vol.33, pp. 184-205.
- G. Wolff, J. Tenhofen and K. H. Heppke-Falk (2006) “The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis,” *Discussion Paper* (Economic Studies from Deutsche Bundesbank, Research Centre), No. 2006,41.
- Haider, S., and M. Stephens(2007) “Is There a Retirement Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.89, No.2, pp.247-264.
- Hamermesh, D. S. (1984) “Consumption During Retirement: The Missing Link in the Life Cycle,” *The Review of Economics and Statistics*, Vlo.66, No.1, pp.1-7.
- Horioka, C. Y., and J. Wan(2007) “The Determinants of Household Saving in China: a Dynamic Panel Analysis of Provincial Data,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.39, No.8, pp.2077-2096.
- Holtz-Eakin D.(1994) “Public-sector capital and the productivity puzzle,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, pp. 12-21
- Ho, T-W(2001)“The Government Spending and Private Consumption: A Panel cointegration analysis,” *International Review of Economics and Finance*, Vol.10, pp.95-108.
- Hurd, M., and Rohwedder, S. (2003) “The retirement-consumption puzzle: Anticipated and actual

- declines in spending at retirement,” *National Bureau of Economic Research, No.w9586*.
- Hurst, E.(2008) “The Retirement of a Consumption Puzzle,” *NBER Working Paper*, No. 13789.
- Hubbard, R. G. (1986) “ Pension wealth and individual saving: Some new evidence,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.18, No.2, pp. 167-178.
- Hubbard, R.G. and Judd, K. L. (1987) “ Social security and individual welfare: precautionary saving, borrowing constraints, and the payroll tax,” *The American Economic Review*, Vol.77, No.4, pp. 630-646.
- Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan and Co.
- Kotlikoff, L. J. (1979) “ Testing the theory of social security and life cycle accumulation,” *The American Economic Review*, Vol.69, pp. 396-410.
- Kraay, A. (2000) “Household Saving in China,” *World Bank Economic Review*, Vol.14, No. 3, 545-570.
- Krueger, D., and A. Ludwig (2007) “On the Consequences of Demographic Change for Rates of Returns to Capital and the Distribution of Wealth and Welfare,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.54, No.1, pp.49-87.
- Kwan Y.K. (2006)“The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia,” *NBER working paper* No.12431, NBER HP.
- Rojas, J. A. and Urrutia, C. (2008) “ Social security reform with uninsurable income risk and endogenous borrowing constraints,” *Review of Economic Dynamics*, Vol.11, No.1, pp. 83-103.
- Li, H., Shi, X., and Wu, B. (2015) “The Retirement Consumption Puzzle in China” *American Economic Review*, Vol.105, No.5, pp.437-441.
- Luca, A., D. Furceri, R. M. Sousa,(2013)“How best to measure discretionary fiscal policy? Assessing its impact on private spending,” *Economic Modelling*, Vol.34, pp.15–24.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, Klaus and S. Luis (2000) “What Drives Private Saving across the World?” *Review of Economics and Statistics*, vol.82, pp.165-181.
- Miniaci, R., C. Monfardini, and G. Weber(2010) “How Does Consumption Change upon Retirement?” *Empirical Economics*, Vol.38, No. 2, pp.257-280.
- M.O. Ravna, S. Schmitt-Grohech, M. Uribec(2012) “Consumption, government spending, and the real exchange rate” *Journal of Monetary Economics*, Vol.59, pp. 215–234.
- Park, D., and Shin, K. (2009), “Saving, Investment, and Current Account Surplus in Developing Asia,” *ADB Economics Working Paper* (Asian Development Bank, Manila, Philippines), No. 158 .

- Smith, S.,(2006) “The Retirement Consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey,” *The Economic Journal*, Vol.116, Issue.510, pp.C130–C148.
- Tobin,J.(1958)“Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 26, No.1, pp.24-36.
- Uhlig, H. and Mountford, A., (2002) “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” , *Available at SSRN*(<http://ssrn.com/abstract=306321>)
- Venti, S. F. and Wise, D. A. (1990) “ Have IRAs increased US saving?: Evidence from consumer expenditure surveys,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, No.3, pp. 661-698.
- Wooldridge, J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross-section and Panel Data*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- 柯隆 (2010) 「ポスト金融危機の中国経済のゆくえと課題 (特集 2010 北東アジア経済発展国際会議 (NICE) イン新潟)--(分科会 D 世界金融危機後の北東アジア新潮流)」*Erina report*, 93, 68-70 ページ.
- 巖善平 (2013)「中国における少子高齢化とその社会経済への影響——人口センサスに基づく実証分析」『JRI レビュー』(日本総研)第 4 号, 21-41 ページ.
- 小林幹夫(2009)「リーマン・ショックと中国経済」『愛知学泉大学コミュニティ政策学部紀要』第 12 号, 35-58 ページ.
- 清家篤, 山田篤裕(2004)「高齢者就業の経済学」日本経済新聞社.
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ(2011)「遺産動機の国際比較 (特集 遺産・相続と個人金融)」『個人金融』第 6 巻, 第 2 号, 2-7 ページ.
- 松本恵(2006)「高齢者の就労意欲に関する要因—生活意識との関係性についての考察」*Works Review*, 第 1 巻, 162-173 ページ.
- 藤井隆雄(2011)「民間消費と政府消費の代替性について」『金融経済研究』第33号, 46 -59 ページ.
- 白重恩, 吴斌珍, 金焱 (2012)「中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响」『中国社会科学』第8号, 48-71ページ.
- 貯徳銀, 経庭如 (2009)「我国农村居民消费需求 and 收入水平的动态性研究——基于中国 1990—2007 年数据」『消费经济』第 1 号, 31-34 ページ.
- 邓大松, 刘昌平(2001)「中国养老社会保险基金敏感性实证研究」『经济科学』第 6 号, 13-20 ページ.

- 戴颖杰, 楊鑫, 郭品(2012)「中国政府投资对民间投资影响的空间效应——基于省级面板数据的实证分析」『广东金融学院学报』(4): 4 ページ.
- 段先盛(2009)「收入分配对总消费影响的结构分析—兼对中国城镇家庭的实证检验」『数量经济技术经济研究』第2号, 151-160 ページ.
- 楚爾鳴, 魯旭(2008)「基于面板协整的地方政府支出与居民消费关系的实证检验」『经济理论与经济管理』(6): 5-10 ページ.
- 程磊(2011)「收入差距扩大与中国内需不足: 理论机制与实证检验」『经济科学』(1): 11-24 ページ.
- 董之鷹(1998)「老年资源开发与现代文明社会」『经济管理出版社』北京经济管理出版社.
- 方福前, 孫文凱(2013)「政府支出结构、居民消费与社会总消费——基于中国2007—2012年省级面板数据分析」『经济学家』(10): 35-44 ページ.
- 樊志剛(2014)「当前中国经济增长面临五大转变」『中国经济研究』第63号.
- 封进, 刘芳, 陈沁(2010)「新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响」『经济研究』第11号, 127-140 ページ.
- 符齐华(2004)「延长法定退休年龄利弊谈」『中国保险』第11号, 29-31 ページ.
- 杭斌, 申春蘭(2005)「中国农户预防性储蓄行为的实证研究」『中国农村经济』第3号, 44-52 ページ.
- 何立新, 封进, 佐藤宏(2008)「养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据」『经济研究』第10号, 117-130 ページ.
- 何平(2001)「社保改革选准攻坚路」『瞭望新闻周刊』第1号, 14 ページ.
- 姜向群, 陈艳(2004)「对我国当前推迟退休年龄之说的质疑」『人口研究』第5号, 69-74 ページ.
- 李軍(2005)「收入差距对消费需求影响的定量分析」『数量经济技术经济研究』第9号, 5-11 ページ.
- 李勇輝, 温嬌秀(2005)「中国城镇居民预防性储蓄行为与支出的不确定性关系」『管理世界』第5号, 14-18 ページ.
- 李厚梅(2010)「论影响现代人消费行为的传统文化因素」『科教导刊』第2号, 110-111 ページ.
- 李珍(2001)「社会保障理论」『中国劳动社会保障出版社』, 中国劳动社会出版社.
- 李春琦, 唐哲一(2010)「财政支出结构变动对私人消费影响的动态分析——生命周期视角下政府支出结构需要调整的经验证据」『财经研究』(6): 90-101 ページ.
- 李文星, 徐長生, 艾春荣(2008)「中国人口年龄结构和居民消费, 1989-2004」『经济研究』(7): 18-129 ページ.
- 劉東皇, 沈坤榮(2010)「公共支出与经济发展方式转变: 中国的经验分析」『经济科学』(4): 5-14 ページ.

- 刘丹鹤, 唐诗磊, 李杜(2009)「技术进步与中国经济增长质量分析(1978~2007)」『经济问题』, 第3号, 30-33 ページ.
- 刘子兰, 宋泽.(2013)「中国城市居民退休消费困境研究」『中国人口科学』第3号, 94-103 ページ.
- 梁季(2012)「国民收入分配格局的国际比较与分析」『地方财政研究』第8号, 4-10 ページ.
- 柳清瑞, 苗红军(2004)「人口老龄化背景下的推迟退休年龄策略研究」『人口学刊』第4号, 3-7 ページ.
- 潘明清, 张俊英 (2010)「消费, 投资及出口需求对中国经济增长的动态冲击效应研究」『消费经济』第4号, 6-9 ページ.
- 彭浩然, 吕玉红 (2009)「中国基本养老保险的地区差异研究」『经济管理』第8号, 169-174 ページ.
- 蒲晓红(2001)「非正常“提前退休”对养老保险制度的影响」『经济体制改革』第6号, 151-153 ページ.
- 秦学志, 張康, 孫晓琳(2010)「产业关联视角下的政府投资拉动效应研究」『数量经济技术经济研究』(9): 3-17 ページ.
- 孫鳳, 易丹輝 (1999)「中国城镇居民收入—消费的协整研究」『预测』第3号, 6-10 ページ.
- 孫鳳, 王玉華 (2001)「中国居民消费行为研究」『统计研究』第4号, 17-20 ページ.
- 施建淮, 朱海婷 (2004)「中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度: 1999-2003」『经济研究』第10号, 66-74 ページ.
- 蘇良軍, 何一峰, 金賽男 (2006)「中国城乡居民消费与收入关系的面板数据协整研究」『世界经济』第5号, 65-72 ページ.
- 石陽, 王满仓 (2010)「现收现付养老保险对储蓄的影响—基于中国面板数据的实证分析」『数量经济技术经济研究』第3号, 96-106 ページ.
- 沈詣(2006)「我国退休年龄是否应该调整?——国内相关研究综述」『西北人口』第5号, 32-35 ページ.
- 史柏年(2001)「退休年龄与养老金支付」『人口与经济』第2号, 71-76 ページ.
- 宋铮(1999)「中国居民储蓄行为研究」『金融研究』第6号, 46-50 ページ.
- 申琳, 馬丹(2007)「政府支出与居民消费:消费倾斜渠道与资源撤出渠道」『世界经济』(11): 73-79 ページ.
- 万広華 (2003)「转型经济中农户储蓄行为: 中国农村的实证研究」『经济研究』第5号, 3-12 ページ.
- 万広華(2008)「不平等的度量与分解」『经济学 (季刊)』(1): 348-368 ページ.
- 魏傑(2009)「关于目前保经济增长的几个争议问题」『经济学动态』(15): 8-14 ページ.

- 吳振球 (2010)「中国收入分配差距结构、经济景气波动与居民消费需求」『宏观经济研究』第 6 号, 39-43 ページ.
- 汪浩瀚, 唐紹詳 (2010)「中国农村居民预防性储蓄动机估计及影响因素分析」『农业技术经济』第 1 号, 42-48 ページ.
- 王晓霞, 孫成臣 (2008)「社会保障支出对消费需求影响的实证分析」『东岳论丛』第 6 号, 47-50 ページ.
- 謝建国, 陳漓高 (2002)「政府支出与居民消费——一个基于跨期替代模型的中国经验分析」『经济科学』(6): 5-12 ページ.
- 许涤龙, 乔增光 (2002)「我国居民储蓄函数及其实证分析」『数量经济技术经济研究』, 第 3 号, 86-89 ページ.
- 苑德宇, 張静静, 韓俊霞 (2010)「财政支出与区域效应差异——基于动态面板数据模型的经验分析」『统计研究』(2): 44-52 ページ.
- 袁志剛, 馮俊 (2005)「居民储蓄与投资选择: 金融资产发展的含义」『数量经济技术经济研究』第 1 号, 34-49 ページ.
- 杨汝岱, 陈斌开 (2009)「高等教育改革, 预防性储蓄与居民消费行为」『经济研究』第 8 号, 113-124 ページ.
- 楊繼軍, 張二震 (2013)「人口年龄结构, 养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响」『中国社会科学』第 8 号, 47-66 ページ.
- 易行健, 王俊海, 易君健 (2008)「预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异」『经济研究』第 2 号, 119-13 ページ.
- 易行健, 張波 (2011)「中国城镇居民预防性储蓄动机强度的实证检验」『上海财经大学学报』第 6 号, 50-58 ページ.
- 朱国林, 範建国 (2002)「中国的消费不振与收入分配: 理论和数据」『经济研究』第 5 号, 72-80 ページ.
- 臧旭恒, 孫文祥 (2003)「城乡居民消费结构: 基于 ELES 模型和 AIDS 模型的比较分析」『山东大学学报』第 6 号, 122-126 ページ.
- 臧旭恒, 張繼海 (2005)「收入分配对中国城镇消费需求影响的实证分析」『经济理论与经济管理』第 6 号, 5-10 ページ.
- 鐘広 (2006)「采取多种措施扩大居民消费」『中国统计』第 4 号, 62 ページ.
- 周紹傑 (2010)「中国城市居民的预防性储蓄行为研究」『世界经济』第 8 号, 112-122 ページ.
- 周光亮 (2012)「财政分权, 地方政府投资和产业结构调整——来自中国的经验」『经济问题』(1): 24-26 ページ.

- 鄒紅，喻開志，李奧蕾(2013)「養老保險和醫療保險對城鎮家庭消費的影響研究」『統計研究』第 11 號，60-67 頁。
- 張明(2007)「20 世紀 90 年代以來關於儲蓄研究的最新動態」『世界經濟』第 4 號，86-98 頁。
- 張廣科(2002)「關於應對人口老齡化危機的經濟學思考」『人口學刊』第 4 號，56-60 頁。
- 張繼海，臧旭恒(2005)「中國城鎮居民收入和消費的協整分析」『消費經濟』第 2 號，16-19 頁。
- 張克中，江求川(2013)「老齡化，退休與消費——中國存在“退休-消費之謎”嗎？」『人口與經濟』第 5 號，10-18 頁。
- 張彬斌，陸萬軍(2014)「中國家計存在退休者消費之謎嗎？——基於 CHARLS 數據的實證檢驗」『勞動經濟研究』第 4 號，103-120 頁。
- 張衛國，任燕燕，花小安(2011)「地方政府投資行為、地區性行政壟斷與經濟增長——基於轉型期中國省級面板數據的分析」『經濟研究』(8)：26-37 頁。
- 張治覺，吳定玉(2007)「對居民消費產生引致還是擠出效應——基於可變參數模型的分析」『數量經濟技術經濟研究』(5)：53-61 頁。
- 仲大軍(2005)「調整退休年齡不如調整財政收入和養老待遇」『社會保險研究』第 11 號，15-17 頁。