

所得水準、所得格差と中国住民の主観的 厚生：パネルデータに基づく実証分析*

馬 欣 欣

小 松 翔

【要約】

本稿では、中国家庭パネル調査（CFPS）のパネルデータを活用し、既存研究では考慮されなかった個人間の異質性および初期依存問題に対処し、所得水準及び所得格差が、中国住民の主観的厚生にどの程度影響を与えるのかに関する実証研究を行った。主な結論は以下の通りである。第1に、既存研究と同様のクロスセクションデータに基づく分析結果によると、絶対所得仮説と相対所得仮説のいずれも支持された。大多数の先行研究に類似する結果が得られた。第2に、パネルデータを活用し、個人間の異質性に対処した分析結果において、高所得層で絶対所得仮説が支持されたが、さらに初期依存問題に対処した分析結果では、絶対所得仮説が棄却された。ただし、パネルデータ分析のいずれにおいても、相対所得仮説が強く支持された。第3に、所得要因の主観的厚生への影響はグループによって異なる。中低学歴者、女性、都市戸籍住民、東部・中部地域住民に比べ、高学歴者、男性、農村戸籍住民および西部地域住民での相対所得の影響はより大きい。

* 本研究は日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究B（課題番号20H01512, 研究代表者：馬欣欣）から研究助成を頂いた。また京都大学経済学部劉徳強教授から有益なご助言いただいた。記して感謝の意を表したい。

1. はじめに

中国経済は、市場化の改革によって急成長してきた。1990年代から2000年代前半にかけて、年間平均GDP成長率は約10%であった。経済成長に伴い、国民の所得水準（たとえば、一人あたりGDPや家計所得）が上昇していると同時に、所得格差は拡大している（李他2008；李他2013；Sicular et al. 2020）¹⁾。経済成長と所得格差の関係については、クズネッツ仮説（Kuznets1955）によると、経済発展初期には経済成長とともに所得格差が拡大するが、その後、経済成長とともに所得格差は縮小していく。所得格差が拡大すると、不平等に対する不満を持つ者が多くなり、社会的安定性が失われ、経済成長にマイナスの影響を与えられ考えられる。一方、所得格差が存在することは、より高い勤労所得を獲得する就業・創業のモチベーションを高める効果も持つ。国民の厚生を改善するため、経済成長を優先するのか（GDP成長促進政策）、それとも格差是正を優先するのか（所得格差を縮小する政策）に関しては、中国政府にとって重要な課題となっている。政策立案の科学的根拠の1つとして、所得水準及び所得格差が、どの程度中国住民の主観的厚生（subjective well-being : SWB ; 例えは、生活満足度、幸福度）に影響を与えるのかに関する実証研究を行う必要がある。本稿では、ミクロデータを用い、所得水準、所得格差が中国住民の主観的厚生に与える影響に関する実証研究を行い、所得要因の効果を明らかにする。

経済学の視点から、所得水準、所得格差と主観的厚生の関係については、絶対所得仮説（absolute income hypothesis）と相対所得仮説（relative income hypothesis）の2つの仮説が提唱されている（Leibenstein 1950）。ただし、先進国および中国と対象とした実証研究のいずれにおいても、2

1) 世界銀行および中国国家統計局が公表したデータによると、中国ジニ係数は1990年の0.230から2005年の0.485、2010年の0.477、2015年の0.462、2019年の0.469へと拡大している。

つの仮説に関する実証研究の結果は明確となっていない。特に，中国を対象とした先行研究では，いくつかの問題が残されている。それに対して，本稿の主な特徴は以下の通りである。第1に，Zhang and Churchill (2020) 以外の先行研究は，クロスセクションデータに基づく分析であるため，分析結果に個人間の異質性問題が存在する可能性がある。本稿では，パネル調査データを活用し，固定効果モデルを用いて個人間の異質性問題に対処する。第2に，Wooldridge (2002, 2005) によって指摘されているように，初期依存問題²⁾が存在する可能性があるが，Zhang and Churchill (2020) はこの問題を考慮していない。本稿では，動学的パネル分析モデルを用いて初期依存問題に対処する。第3に，グループによって所得要因の効果が異なる可能性があるが，グループ間の差異を考慮した研究は少ない (Asadullah et al. 2018; Zhang and Churchill 2020)。本稿は，グループの異質性を考慮し，グループ別 (学歴別，性別，都市・農村戸籍別，東部・中部・西部地域別，社会保険加入・未加入別) 分析も行う。これらの分析結果により，所得水準，所得格差と中国住民の主観的厚生に関するより豊富なエビデンスを提供する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では，絶対所得仮説と相対所得仮説を紹介し，仮説検証に関する先行研究をまとめる。第3節では，計量分析の方法を紹介し，そして第4節では，計量分析の結果について説明する。最後に本稿から得られた結論および政策示唆をまとめる。

2. 先行研究のサーベイ

2.1 絶対所得仮説と相対所得仮説

絶対所得仮説 (Leibenstein 1950) では，所得水準の上昇が主観的厚生の

2) これは， $t-1$ 期の主観的厚生が t 期の主観的厚生に影響を与える可能性があることを意味する。

向上にプラスの影響を与えると主張されている。主観的厚生を個人の効用の代理指標とすると、新古典派経済学の効用理論によると、個人の効用は、予算制約と時間制約に依存する。時間制約が一定である場合、所得水準が高いほど、財の消費が多くなり、効用（主観的厚生）が高くなると説明されている。しかし、アメリカや日本などの先進国の経験をみると、一人当たり実質所得が上昇しても国民の幸福度はほぼ一定水準で維持されているという「幸福のパラドックス」現象の存在が指摘された（Easterlin 1974）。

そこで、相対所得仮説が提起され、個人の主観的厚生は所得水準（絶対所得）のみならず、参照グループ（準拠集団）と比較した相対所得からも影響を受けると説明されている（Leibenstein 1950）。相対所得効果に関しては、3つの仮説によって説明できる。第1に、消費嗜好の相互依存仮説である。Leibenstein（1950）は、消費者の満足度は商品自体（機能的需要）のみならず、商品自体以外の要因（非機能的需要）にも依存すること（例えば、良い商品を持つことが社会地位の向上につながる）に基づいて、消費嗜好の相互依存仮説を提唱し、個人の主観的厚生は、自身に類似するグループ（例えば、同一地域、同一年齢層、同一学歴グループなど）の所得水準を比較した結果に影響を受けると主張した。第2に、相対剥奪仮説（Easterlin 1974; Boskin and Sheshinski 1978）によれば、個人は参照グループとの差異が大きくなるほど（自分のほうが劣っている場合）、劣等感や資源の欠乏がより強く感じられる。自分の所得水準が参照グループのそれより低いほど相対剥奪感が生じやすくなり、主観的厚生が下がると説明されている。第3に、トンネル効果仮説（Hirschman and Rothschild 1973）では、他者の高い所得は、トンネルの中で渋滞に直面している状況でトンネルから光を見るのと同じように、将来に対する期待が高くなることによって、主観的厚生は上昇すると説明されている。

2.2 絶対所得仮説と相対所得仮説に関する実証研究

多くの先行研究では、個人・家族属性要因、所得要因（Leibenstein 1950;

Easterlin 1974, 2001; Boskin and Sheshinski 1978; 馬 2016; Ma and Piao 2019ab; Zhang and Churchill 2020), 就業状態 (Böckerman and Ilmakunnas 2006; Norton et al. 2018) や社会資本 (Winnie et al. 2007; Leung et al. 2011; Hommerich and Tiefenbach 2018; Francesco 2020) などが, 主観的厚生に影響を与えることが示された³⁾。本稿は所得要因の効果に焦点を当てるため, 以下では, 主に絶対所得仮説と相対所得仮説の検証に関する先行研究をまとめる。

絶対所得仮説は, 先進国 (Easterlin 2001; Ferrer-i-Carbonell 2005; Vendrik and Woltjer 2007; Ma and Piao 2016ab など) および中国以外の発展途上国 (Khawaja and Mehmood 2018) を対象とした多くの先行研究で支持された。相対所得仮説に関しては, 先進国および中国以外の発展途上国を対象とした実証研究の結果が明確となっていない。例えば, 先進国 (Hagerty, 2000; Ferrer-i-Carbonell 2005; Vendrik and Woltjer 2007; 浦川・松浦 2007ab; 筒井 2010; Oishi, Kesebir and Diener, 2011; Oshio and Kobayashi, 2011; 小塩・浦川 2012) および中国以外の発展途上国 (Brockmann et al. 2009; Cheung and Lucas 2016) を対象とした分析結果によると, 相対所得 (あるいは所得格差) が高いほど, 主観的厚生は低く, 相対所得仮説が支持された。一方, Blanchflower and Oswald (2004), Helliwell (2003) は, 相対所得と主観的幸福の関係は明確ではないと主張している。

中国を対象とした実証研究に関して, まず, 絶対所得仮説については, 検証結果は一致していない。例えば, Appleton and Song (2008), Smyth et al. (2010), Jiang et al. (2011), Wang and VanderWeele (2011), 馬 (2016) は, 絶対所得仮説が支持されたことを示している。一方, 羅 (2006, 2009) は, 中国家計所得調査 (CHIP) データを用いて幸福度に関する実証研究を

3) 所得要因と主観的厚生に関する詳細な文献サーベイに関しては, Dolan et al. (2008), Nagamaba et al. (2018) を参照されたい。

行い、相対所得をコントロールすると、所得水準が幸福度に与える影響が有意ではないと指摘している。次に、相対所得仮説については、検証結果の明確な関係が導き出されていない。例えば、knight and Gunatilaka (2010a)、羅 (2006, 2009)、Brockmann et al. (2009)、Jiang et al. (2012)、馬 (2016)、Huang (2019)、Zhang and Churchill (2020) は所得格差が大きいほど、主観的厚生が低く、相対所得仮説が支持されたことを示している。一方、Jiang et al. (2012)、Knight and Gunatilaka (2010b) は、相対所得が高くなると、主観的厚生は高くなるという逆の結果を示している。Wang et al. (2015) は、相対所得と主観的厚生は逆U字型の関係にあることを指摘している。また、Smyth and Qian (2008)、Lei et al. (2018) は高所得層と低所得層において相対所得仮説の検証結果が異なると述べている。

中国を対象とした先行研究の大多数は、クロスセクションデータを用いた分析であるため、分析結果には、個人間の異質性と初期依存問題が残されていると考えられる。そこで、本稿は、中国全国を対象とした大規模な家計パネル調査の個票データを活用し、これらの問題点に対処したうえで、絶対所得仮説および相対所得仮説を検証し、また各グループ間の差異を比較する。

3. 分析方法

3.1 推定モデル

主観的厚生関数の推定には、先行研究では、被説明変数が順序付きカテゴリ変数である場合、順序ロジット/プロビット回帰モデルが用いられる。従属変数が連続変数の場合、通常最小二乗回帰 (OLS) モデルが用いられる。これらの方法に基づく推定結果はほぼ一致する (Ferrer-i-Carbonell 2005)。被説明変数が連続変数である場合、直観的に解釈しやすいため、本稿では、生活満足度スコア (非常に満足=5, 満足=4, 普通=3, 不満足

=2，非常に不満=1) を被説明変数として用いる。主観的厚生関数の推定式を，(1) 式で示す。

$$SWB_i = \alpha + \beta_1 Income_i + \beta_2 Gap_i + \beta_X X_i + u_i \quad (1)$$

(1) では，添字 i は個人， SWB は主観的厚生（本稿では，生活満足度スコア）， $Income$ は絶対所得の代理指標， Gap は相対所得の代理指標， X は主観的厚生に影響を与える要因（たとえば，個人属性要因，家族要因など）， u は誤差項， β は推定係数をそれぞれ示す。分析結果では， β_1 ， β_2 に注目したい。これらは β_1 が正の値， β_2 が負の値，そして統計的に有意であれば，絶対所得と相対所得仮説は支持される。

ただし，式(1)には，2つの計量分析の問題が存在する可能性がある。第1に， u は，時間とともに変化しない個人固有の属性および真の誤差 ε の両方が含まれる。 v を考慮しなければ，推定結果には個人間の異質性問題が発生する。この問題に対処するために，式(2)に示すように，固定効果(FE)モデルあるいはランダム効果(RE)モデルを用いる。

$$SWB_{it} = \alpha + \beta_1 Income_{it} + \beta_2 Gap_{it} + \beta_X X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第2に，Wooldridge (2002, 2005)，Contoyannis and Rice (2004) によって指摘されている初期依存問題に対処するために，本稿では動学的パネル分析モデルを用いる。式(3)で示すように， SWB_{t-1} は $t-1$ 期の主観的厚生を示す。他の変数は，式(2)と同じである。

$$SWB_{it} = \alpha + SWB_{it-1} + \beta_1 Income_{it} + \beta_2 Gap_{it} + \beta_X X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

F検定，Breusch および Pagan ラグランジュ乗数検定 (Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test)，および Hausman 検定を行い，モデルの適切性を比較したうえで，モデルを選定する。

グループ間の差異を考察するため，サブサンプルを用いてグループ別(学歴別，性別，都市・農村戸籍別，東部・中部・西部地域別，社会保険加入・

未加入グループ別)分析もそれぞれ行う。また、モデルおよび説明変数を変更して頑健性のチェックを行う。

3.2 データ

本稿は、3時点(2014, 2016, 2018年)の中国家庭パネル調査(China Family Panel Studies: CFPS)の個票データを用いる。CFPSは、中国北京大学の社会科学調査研究所によって2010年に開始された、コミュニティ、家族、および個人を対象とした全国大規模なパネル調査である。CFPSの2010年ベースライン調査のサンプルは、多段階無作為抽出によって選定されたものである。CFPS調査の各サブサンプルは、省・直轄市・県(または同等の行政地区)、村(または同等の地区)、世帯の3つの段階で抽出される。2010年のベースライン調査では、約15,000世帯と世帯内30,000の個人をインタビューし、回答率は79%であった。CFPSの2010年調査は、中国全国31の省・直轄市のうち、25をカバーする全国を代表する大規模なパネル調査である。また、最新データは、31省・直轄市をすべてカバーした。CFPSから、主観的厚生(生活満足度)、所得水準、相対所得、個人属性、家族属性などの豊富な情報を取得できるため、本稿の分析にとって最も相応しいデータである。また、CFPSの最新の3時点のデータを使用し、この課題に関する最新情報を考察できる。CFPSのサンプルは、37,147(2014)、36,892(2016)、および37,354(2018)となっている。分析対象は16歳以上に限定し、欠損値を除外し、パネルデータ分析で使用したサンプル総数は、48,504となっている。

3.3 変数設定

まず、生活満足度スコアを被説明変数として設定した。これは「非常に満足=5、満足=4、通常=3、不満足=2、非常に不満足=1」のように計算されるものである。

次に、説明変数を以下のように設定した。第1に、主な説明変数は、絶

対所得と相対所得の代理指標である。まず，絶対所得の代理指標として，2種類の変数を設定した。(1) 一人あたり世帯所得水準の対数値である。インフレの影響を考慮し，中国国家統計局が公表した消費者物価指数によって，3時点の所得水準を調整した⁴⁾。また，所得水準と主観的幸福度の関係は，非線型となる可能性が存在することを考慮し，所得水準の二乗項も設定した。(2) 世帯所得の対数値五分位ダミー変数も設定して頑健性のチェックを行う。次に，相対所得の代理指標に関しては，CFPSの質問項目(「あなたの所得水準は，同じ地域の他の人に比べてどの程度であるか」)では，5つの選択肢(非常に高い，高い，普通，低い，非常に低い)が設けられている。これらの選択肢を使用し，5つのダミー変数を設定した。

第2に，他の説明変数に関しては，CFPS質問項目に基づいて，(1) 年齢と年齢の二乗，(2) 性別(男性ダミー)，(3) 教育年数，(4) 健康状態(非常に良い，良い，正常，悪い，非常に悪い)，(5) 婚姻状況(既婚ダミー)，(6) 政治地位(党员ダミー)，(7) 民族(漢民族ダミー)，(9) 戸籍(都市ダミー)，(8) 就業状態(就業ダミー)，(9) 家族人数，(10) 地域(東部，中部，西部ダミー)，および(11) 年次(2014年，2016年，2018年ダミー)のそれぞれの変数をコントロール変数として設定した。

各変数の記述統計量を表1でまとめている。非常に満足と非常に不満足と回答した両グループで，個人属性要因，家族要因，就業要因，社会保障要因には差があることがうかがえる。そのため，主観的厚生関数を推定し，絶対所得および相対所得仮説を検証するとき，これらの要因をコントロールする必要がある。以下では，これらの要因をコントロールした後の仮説検証の結果について説明する。

4) 都市部と農村部の消費者物価指数をそれぞれ使用し，都市住民と農村住民の所得水準を調整した。2014年を基準とした。

表1 記述統計量

	全体		高SWBグループ		低SWBグループ	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
SWB	3.845	1.015				
世帯所得対数	9.170	1.284	8.828	1.461	9.225	1.244
相対所得						
非常に低い	0.156	0.363	0.434	0.496	0.116	0.321
低い	0.233	0.423	0.359	0.480	0.178	0.383
普通	0.463	0.499	0.165	0.371	0.499	0.500
高い	0.092	0.289	0.022	0.145	0.124	0.330
非常に高い	0.056	0.232	0.020	0.141	0.083	0.274
男性	0.498	0.500	0.517	0.500	0.491	0.500
年齢	47.969	14.206	46.263	13.271	48.949	14.442
教育年数	7.423	4.729	7.013	4.671	7.289	4.800
主観的健康状態	3.045	1.216	3.460	1.229	2.911	1.225
都市戸籍	0.470	0.499	0.442	0.497	0.471	0.499
既婚	0.931	0.253	0.897	0.303	0.943	0.232
漢民族	0.978	0.145	0.978	0.147	0.979	0.144
党员	0.062	0.241	0.047	0.212	0.064	0.245
家族人数	4.294	1.961	4.226	1.980	4.297	1.958
就業者	0.811	0.392	0.811	0.391	0.802	0.399
公的年金加入	0.481	0.500	0.494	0.500	0.473	0.499
医療保険加入	0.925	0.264	0.896	0.305	0.931	0.253
地域						
東部	0.420	0.494	0.403	0.491	0.419	0.493
中部	0.296	0.457	0.272	0.445	0.302	0.459
西部	0.284	0.450	0.325	0.468	0.279	0.448
年次						
2014年	0.322	0.467	0.304	0.460	0.324	0.468
2016年	0.333	0.471	0.496	0.500	0.285	0.451
2018年	0.345	0.475	0.200	0.401	0.391	0.488
サンプルサイズ	47,470		3,843		30,039	

(注) : 高SWBグループ:生活満足度が高いおよび非常に高いと回答した者グループ;低SWBグループ:生活満足度が低いおよび非常に低いと回答した者グループ。

(出所): CFPS2014, 2016, 2018に基づき計測。

4. 分析結果

4.1 クロスセクションデータの分析結果

クロスセクションデータ分析手法を用いた分析結果は、表2に示している。用いる変数の違いによって、推定モデルを、推定1（所得要因、地域、

年次を説明変数としたモデル），推定2（推定1に個人属性要因を追加），推定3（推定2に家族要因を追加），推定4（推定3に就業要因を追加），および推定5（推定4に社会保障要因を追加）の5つに分けている。

まず，所得水準に関しては，推定1以外，すべての推定モデルでは，所得水準一次項の推定係数は統計的に有意ではないが，所得水準二次項の推定係数はすべて正の値で統計的に有意となっている。一定の所得水準を超えると，所得水準の上昇とともに，主観的厚生が高くなることが示され，絶対所得仮説が高所得層で支持された。Appleton and Song (2008), Smyth et al. (2010), Jiang et al. (2011) Wang and VanderWeele (2011), 馬 (2016) に一致する結果が得られた。

次に，相対所得に関しては，推定1～推定5の分析結果によると，同地域の他の人と比較して所得が非常に低いグループに比べ，他のグループ（低い，普通，高い，非常に高いグループ）で主観的厚生が高いことが示された。その推定値は，「非常に高い」と回答したグループで最も大きい。相対所得仮説が支持され，Luo (2006, 2009), Brockmann et al. (2009), 馬 (2016) に類似する結果が得られた。

所得水準および相対所得の推定係数の大きさに関しては，推定1～5を比較すると，大きな変化が見られなかった。所得以外の要因が主観的厚生に影響を与えているが，その影響は所得要因より小さいことが示された。また，変数間の多重共線性問題が小さいことがうかがえる。そのため，以下の分析では，推定5と同じようにすべての変数を使用して推定を行う。

表2 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（クロスセクションデータ分析）

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE
所得水準	0.017	0.012	-0.008	0.012	-0.014	0.012	-0.011	0.012	-0.011	0.012
所得水準二乗	0.000	0.001	0.003 ***	0.001	0.003 ***	0.001	0.003 ***	0.001	0.003 ***	0.001
相対所得 (非常に低い)										
低い	0.057 ***	0.016	0.055 ***	0.016	0.054 ***	0.016	0.064 ***	0.016	0.064 ***	0.016
普通	0.435 ***	0.015	0.396 ***	0.015	0.395 ***	0.015	0.407 ***	0.015	0.405 ***	0.015
高い	0.733 ***	0.018	0.639 ***	0.018	0.637 ***	0.018	0.650 ***	0.018	0.648 ***	0.018
非常に高い	1.113 ***	0.020	0.949 ***	0.021	0.949 ***	0.021	0.961 ***	0.021	0.962 ***	0.021
個人属性	No		Yes		Yes		Yes		Yes	
家族属性	No		No		Yes		Yes		Yes	
就業状態	No		No		No		Yes		Yes	
社会保障	No		No		No		No		Yes	
地域	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
年次	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
サンプルサイズ	49447		48,504		48,504		48,504		48,504	
決定係数	0.1115		0.1536		0.154		0.154		0.157	

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

2) 個人属性要因（年齢、年齢二乗、教育年数、性別、党員、既婚、都市戸籍）、家族要因（家族人数）、就業要因（就業ダミー一）、社会保障要因（公的年金加入、公的医療保険加入）、地域（東部、中部、西部）、および年次を推定したが、これらの結果は簡素化のため表に掲載していない。

(出所)：CFPS2014、2016、2018に基づき計測。

4.2 パネルデータの分析結果

パネルデータを用いる分析結果は，表3にまとめている。分析は，分析方法によって，推定1（固定効果モデル），推定2（ランダム効果モデル），推定3（動学固定効果モデル），および推定4（動学ランダム効果モデル）の4つに分けられている。F検定，Breusch および Pagan ラグランジュ乗数検定，およびHausman検定の結果により，固定効果モデル（推定1），動学固定効果モデル（推定2）は，ランダム効果モデル（推定2），動学ランダム効果モデル（推定4）より適切性が高いことが示された。以下では，主に推定1と推定3の分析結果に基づいて仮説検証の結果を説明する。

まず，推定1の分析結果によると，所得水準と主観的厚生はU字型の関係にあることが示された。高所得層で絶対所得仮説が支持された。ただし，推定3の分析結果によると，所得水準の推定係数は統計的に有意ではなく，絶対所得仮説が棄却された。

次に，相対所得に関しては，推定1と推定3の分析結果のいずれにおいても，同地域の他者に比較して所得水準が非常に低いグループに比べ，他のグループ（普通，高い，非常に高いグループ）で，主観的厚生が高いことが示され，相対所得仮説が支持された。

個人間の異質性および初期依存の問題に対処した後，絶対所得仮説が棄却されたが，相対所得仮説が強く支持されたという結論が得られた。

表3 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（パネルデータ分析）

	(1) FE		(2) FE		(3) 動学FE		(4) 動学RE	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$								
所得水準	-0.035 **	0.016	-0.022 *	0.012	-0.499 ***	0.008	0.138 ***	0.006
所得水準二乗	0.003 ***	0.001	0.004 ***	0.001	0.000	0.002	-0.013	0.015
相対所得 (非常に低い)							0.002 **	0.001
低い	0.037 **	0.018	0.059 ***	0.016	0.001	0.024	0.067 ***	0.021
普通	0.249 ***	0.018	0.367 ***	0.015	0.167 ***	0.023	0.390 ***	0.020
高い	0.392 ***	0.024	0.585 ***	0.019	0.253 ***	0.030	0.585 ***	0.024
非常に高い	0.607 ***	0.029	0.872 ***	0.022	0.501 ***	0.035	0.898 ***	0.026
コントロール変数	Yes		Yes		Yes		Yes	
サンプルサイズ	48,504		48,504		31,287		31,287	
グループ数	19,321		19,321		18,362		18,362	
R-sq. within	0.097		0.093		0.374		0.050	
Between	0.008		0.205		0.107		0.321	
Overall	0.026		0.155		0.008		0.223	
F-検定：F値	1.760				2.080			
Prob>F	0.000				0.000			
BP 検定			1966.01				86.26	
Prob>chibar2			0.000				0.000	
Hausman 検定	700.8				14869.05			
Prob>chi2	0.000				0.000			

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

2) FE:固定効果モデル；RE:ランダム効果モデル；BP検定：Breusch および Pagan ラグランジュ乗数検定。

3) 個人属性（年齢、年齢二乗、教育年数、性別、既婚、都市戸籍）、家庭要因（家族人数）、就業要因（就業ダミー）、社会保障要因（公的年金加入、公的医療保険加入）、地域（東部、中部、西部）、および年次をコントロール変数として推定したが、これらの結果は簡素化のため表に掲載していない。

(出所)：CFPS2014、2016、2018に基づき計測。

4.3 グループ別分析結果

グループによって所得要因の効果が異なる可能性があるため，グループ間の異質性を考慮し，動学固定効果モデルを用いて，グループ別分析も行った。これらの結果は，表4（学歴別），表5（性別），表6（都市と農村戸籍別），表7（東部，中部，西部地域別），表8（社会保険加入・未加入別）にまとめている。主な発見は，以下の通りである。

第1に，学歴別（表4）に関しては，低学歴（小学校および以下），中レベル学歴（中学校，高校），高学歴（大学以上）の3つのグループのいずれにおいても，所得水準一次項および二次項は，すべて統計的に有意ではなく，絶対所得仮説が支持されなかった。一方，相対所得の推定係数のいずれも正の値で統計的に有意水準は1%で高い。その推定係数の大きさを比較すると，高学歴グループが最も大きい。すべてのグループで，相対所得仮説は支持されたが，相対所得の主観的厚生への影響は高学歴グループでより大きいことが示された。「幸福のパラドックス」現象（Easterlin 1974）は，中国においても存在することがうかがえる。所得水準が一定程度を超えると，相対所得が個々の主観的厚生に与える影響がより大きくなることが示された。低・中学歴者に比べ，高学歴者は所得水準が高く，生活水準も高いが，競争意識がより強いいため，周りの他者に比較すると，所得が相対的に低い場合，主観的厚生はより低くなると考えられる。

第2に，性別（表5）に関しては，男性と女性の両グループのいずれにおいても，所得水準一次項および二次項は，すべて統計的に有意ではなく，絶対所得仮説が支持されなかった。一方，相対所得の推定係数のいずれも正の値で統計的に有意水準は1%で高い。その推定係数の大きさを比較すると，男性が女性より大きい。男性と女性の両グループのいずれにおいても，相対所得仮説が支持された。また，相対所得の主観的厚生への影響は男性のほうがより大きいことが示された。男女の差異に関しては，競争意識は，男性が女性より強い（Kalinowski 2019）。そのため，相対所得の負の効果

は、男性のほうがより大きく現れると考えられる。

第3に、都市と農村別（表6）に関しては、都市住民と農村住民の両グループのいずれにおいても、所得水準一次項および二次項は、すべて統計的に有意ではなく、絶対所得仮説が支持されなかった。一方、相対所得の推定係数のいずれも正の値で統計的な有意水準は1%で高い。その推定係数の大きさを比較すると、農村住民が都市住民より大きい。都市と農村の両グループのいずれにおいても、相対所得仮説が支持されたが、相対所得が主観的厚生へ与える影響は農村住民のほうがより大きいことがうかがえる。

この結果は、相対剝奪仮説によって説明できる。中国社会は、戸籍制度によって分断されている（Ma, 2018ab）。都市戸籍住民に比べ、農村戸籍住民は、所得水準が低いのみならず、社会保障、教育制度、都市住宅購入や労働雇用においても大きな差異が存在している（馬 2015 ; Ma 2022; We and Gong 2019; Yuan et al. 2020; Lyu 2020）。また都市部労働市場では、農村戸籍を有する出稼ぎ労働者に対する差別的取り扱いも存在している（馬 2011 ; Lee 2012; Zhang et al. 2016; Ma 2018b）。これによって農村戸籍住民は、疎外感あるいは劣等感を持ち、相対所得の主観的厚生への影響がより大きく現れると考えられる。

第4に、東部、中部、西部地域別（表7）に関しては、まず、東部、中部地域住民の両グループで、絶対所得仮説は支持されなかったが、西部地域住民グループで、統計的有意水準は10%であるが、所得水準一次項の推定係数は正の値となっている。西部地域で絶対所得仮説はある程度で支持された。一人あたりGDPは西部地域が中部、東部地域より低い。つまり、経済発展レベルは西部地域が最も低い。この分析結果によると、経済発展初期には、所得水準の上昇は国民の主観的厚生を改善することが示された。また、3つの地域グループのいずれにおいても、相対所得の推定係数は正の値となり、統計的有意水準は1%で高いため、相対所得仮説がすべての地域グループで支持された。相対所得の推定係数の大きさを比較すると、

西部が最も大きい。相対所得の主観的厚生への影響は，経済発展レベルが低い地域（西部）で最も大きいことがうかがえる。

第5に，社会保障にカバーされるかどうかは，主観的厚生に影響を与えると考えられる（馬2016, 2022；Ma 2022）。本稿では，公的年金加入・未加入，公的医療保険加入・未加入の4つのグループに分けてそれぞれの分析を行った（表8）。

まず，公的年金加入，未加入グループのいずれにおいても，所得水準一次項，二次項の推定値は，統計的に有意となっている。ただし，所得水準と主観的厚生の関係は，両グループで異なる。年金加入グループで，逆U字型関係が存在する一方で，年金未加入グループではU字型関係が存在することが示された。これらの分析結果によると，年金加入グループの低所得層および年金未加入グループの高所得層で，絶対所得仮説が支持された。しかし，公的医療保険加入，未加入の両グループのいずれにおいても，所得水準の推定係数は統計的に有意ではなく，絶対所得仮説が支持されなかった。よって，絶対所得効果の差異は，年金加入・未加入のグループ間でより大きいことが示された。

次に，相対所得に関しては，公的年金加入，未加入の両グループのいずれにおいても，相対所得仮説が支持されたが，その影響は，年金加入グループでより大きく現れた。また，公的医療保険加入グループで，相対所得仮説が強く支持された。総じて公的年金および公的医療保険にカバーされなかったグループに比べ，両社会保険にカバーされたグループで相対所得の影響はより大きいことが示された。その理由に関しては，所得格差を回避する度合いが高い者（リスク・不確実性の回避度が高い者）が，社会保険に加入する可能性が高いと考えられる。調査データが整備された上でのリスク回避度などの要因を考慮するさらなる分析を今後の課題とした。

表4 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（学歴別分析）

	(1) 低学歴		(2) 中レベル学歴		(3) 高学歴	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$	-0.491 ***	0.012	-0.520 ***	0.012	-0.492 ***	0.017
所得水準	-0.011	0.031	-0.022	0.031	0.058	0.050
所得水準二乗	0.001	0.002	0.001	0.002	-0.003	0.003
相対所得 (非常に低い)						
低い	-0.026	0.038	0.013	0.033	0.008	0.051
普通	0.159 ***	0.037	0.149 ***	0.033	0.179 ***	0.051
高い	0.253 ***	0.046	0.232 ***	0.044	0.269 ***	0.064
非常に高い	0.501 ***	0.049	0.433 ***	0.056	0.475 ***	0.092
コントロール変数	Yes		Yes		Yes	
サンプルサイズ	13,467		14,753		7,382	
グループ数	8,195		9,006		4,707	
Hausman 検定	5241.17		7432.71		2981.43	
Prob>chi2	0.000		0.000		0.000	

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2) 動学的固定効果モデルを用いた。

3) 個人属性（年齢、年齢二乗、性別、党员、既婚、都市戸籍）、家族要因（家族人数）、就業要因（就業ダミー）、および社会保障要因（公的年金加入、公的医療保険加入）、地域（東部、中部、西部）、および年次をコントロール変数として推定したが、これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所)：CFPS2014, 2016, 2018に基づき計測。

表5 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（性別分析）

	(1) 男性		(2) 女性	
	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$	-0.497 ***	0.012	-0.502 ***	0.011
所得水準	0.022	0.030	-0.027	0.028
所得水準二乗	-0.002	0.002	0.002	0.002
相対所得(非常に低い)				
低い	0.066 *	0.036	-0.034	0.031
普通	0.256 ***	0.036	0.117 ***	0.030
高い	0.344 ***	0.045	0.203 ***	0.039
非常に高い	0.561 ***	0.051	0.467 ***	0.047
コントロール変数	Yes		Yes	
サンプルサイズ	15,172		16,115	
グループ数	9,172		9,195	
Hausman 検定	7169.5		8622.37	
Prob>chi2	0.000		0.000	

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2) 動学的固定効果モデルを用いた。

3) 個人属性（年齢、年齢二乗、教育年数、党员、既婚、都市戸籍）、家族要因（家族人数）、就業要因（就業ダミー）、社会保障要因（公的年金加入、公的医療保険加入）、地域（東部、中部、西部）、および年次をコントロール変数として推定したが、これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所)：CFPS2014, 2016, 2018に基づき計測。

表6 所得水準，相対所得と中国住民の主観的厚生（都市と農村戸籍別分析）

	(1) 都市		(2) 農村	
	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$	-0.493 ***	0.012	-0.503 ***	0.012
所得水準	-0.029	0.030	0.019	0.030
所得水準二乗	0.001	0.002	-0.001	0.002
相対所得（非常に低い）				
低い	-0.035	0.034	0.033	0.035
普通	0.136 ***	0.034	0.190 ***	0.034
高い	0.200 ***	0.042	0.298 ***	0.043
非常に高い	0.467 ***	0.057	0.532 ***	0.047
コントロール変数	Yes		Yes	
サンプルサイズ	15,071		16,216	
グループ数	9,269		9,750	
Hausman 検定	6659.25		7044.89	
Prob>chi2	0.000		0.000	

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2) 動学的固定効果モデルを用いた。

3) 個人属性（年齢，年齢二乗，教育年数，性別，党員，既婚），家族要因（家族人数），就業要因（就業ダミー），社会保障要因（公的年金加入，公的医療保険加入），地域（東部，中部，西部），および年次をコントロール変数として推定したが，これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所)：CFPS2014，2016，2018に基づき計測。

表7 所得水準，相対所得と中国住民の主観的厚生（東部，中部，西部地域別分析）

	(1) 東部		(2) 中部		(3) 西部	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$	-0.482 ***	0.012	-0.507 ***	0.015	-0.520 ***	0.016
所得水準	-0.026	0.031	-0.052	0.037	0.065 *	0.039
所得水準二乗	0.001	0.002	0.004	0.003	-0.003	0.003
相対所得 （非常に低い）						
低い	0.006	0.036	-0.028 ***	0.043	0.042	0.047
普通	0.168 ***	0.036	0.145 ***	0.042	0.200 ***	0.046
高い	0.263 ***	0.045	0.161 ***	0.055	0.332 ***	0.057
非常に高い	0.500 ***	0.055	0.426 ***	0.062	0.572 ***	0.066
コントロール変数	Yes		Yes		Yes	
サンプル数	13,302		9,340		8,609	
グループ数	7,742		5,507		5,148	
Hausman 検定	7050.62		4655.4		3995.98	
Prob>chi2	0.000		0.000		0.000	

(注)：1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2) 動学的固定効果モデルを用いた。

3) 個人属性（年齢，年齢二乗，教育年数，性別，党員，既婚，都市戸籍），家族要因（家族人数），就業要因（就業ダミー），社会保障要因（公的年金加入，公的医療保険加入），および年次をコントロール変数として推定したが，これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所)：CFPS2014，2016，2018に基づき計測。

表 8 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（社会保険加入・未加入別分析）

	(1) 年金加入		(2) 年金未加入		(3) 医療保険加入		(3) 医療保険未加入	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$	-0.502 ***	0.014	-0.482 ***	0.013	-0.498 ***	0.009	-0.524 ***	0.045
所得水準	0.083 **	0.038	-0.051 *	0.030	-0.001	0.022	-0.141	0.143
所得水準二乗	-0.006 **	0.003	0.004 *	0.002	0.000	0.002	0.009	0.012
相対所得 (非常に低い)								
低い	0.043	0.042	-0.003	0.037	0.014	0.025	-0.131	0.189
普通	0.205 ***	0.042	0.146 ***	0.036	0.166 ***	0.025	0.098	0.200
高い	0.300 ***	0.054	0.216 ***	0.045	0.249 ***	0.032	0.496 **	0.237
非常に高い	0.554 ***	0.068	0.426 ***	0.052	0.501 ***	0.037	0.503	0.316
コントロール変数	Yes		Yes		Yes		Yes	
サンプルサイズ	14,777		16,510		28,963		2,324	
グループ数	10,408		11,471		17,654		2,073	
Hausman 検定	3717.79		4621.46		12570.2		3995.98	
Prob>chi2	0.000		0.000		0.000		0.000	

(注) : 1) *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1。

2) 動学的固定効果モデルを用いた。

3) 個人属性 (年齢, 年齢二乗, 教育年数, 既婚, 党員, 都市戸籍), 家族要因 (家族人数), および就業要因 (就業ダミー) をコントロール変数として推定したが, これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所) : CFPS2014, 2016, 2018に基づき計測。

4.4頑健性のチェック

分析結果の頑健性をチェックするため，本稿では，2つの方法（説明変数の変更，推定モデルの変更）を用いて再推定を行った。これらの結果は表9，表10にまとめている。

まず，絶対所得指標を，所得水準の連続変数を所得五分位のダミー変数に変更し，再推定を行った（表9）。検定結果によると，固定効果（推定1），動学固定効果モデル（推定3）が選ばれた。所得水準に関しては，推定1では，低所得層（第1五分位）に比べ，高所得層（第5五分位）で主観的厚生が高い。よって，絶対所得仮説が支持された。ただし，推定3では所得五分位のダミー変数がすべて統計的に有意ではなく，絶対所得仮説が支持されなかった。相対所得に関しては，推定1，推定3のいずれにおいても，相対所得仮説が支持された。表3と同じ結論が得られた。

次に，推定モデルによる差異を考慮し，順序ロジットモデルに基づく3つの分析を行った（表10）。(1) 推定1では，クロスセクションデータに基づく分析結果により，絶対所得および相対所得の両仮説のいずれも支持され，表2に類似する結果が得られた。(2) 推定2および推定3はパネルデータを用いた分析である。固定効果順序ロジットモデルで絶対所得仮説は支持されたが，動学固定効果順序ロジットモデルではその仮説が棄却された。また，相対所得仮説はいずれも支持された。表3と同じ結論が得られた。

以上により，表2および表3の結論は再確認され，推定結果はロバストであることが示された。

表9 所得水準、相対所得と中国住民の主観的厚生（絶対所得指標の変更）

	FE		(2) RE		(3) 動学FE		(4) 動学RE	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$								
所得 (第1五分位)					-0.499 ***	0.008	0.138 ***	0.006
第2五分位	0.015	0.018	0.045 ***	0.014	0.004	0.023	0.046 **	0.018
第3五分位	0.026	0.018	0.073 ***	0.014	-0.002	0.023	0.044 ***	0.017
第4五分位	0.017	0.020	0.079 ***	0.014	-0.024	0.026	0.057 ***	0.017
第5五分位	0.059 ***	0.023	0.120 ***	0.016	-0.009	0.030	0.083 ***	0.018
相対所得 (非常に低い)								
低い	0.037 **	0.018	0.060 ***	0.016	0.001	0.024	0.068 ***	0.021
普通	0.250 ***	0.018	0.369 ***	0.015	0.168 ***	0.023	0.391 ***	0.020
高い	0.393 ***	0.024	0.587 ***	0.019	0.254 ***	0.030	0.587 ***	0.024
非常に高い	0.607 ***	0.029	0.874 ***	0.022	0.502 ***	0.035	0.899 ***	0.026
コントロール変数	Yes		Yes		Yes		Yes	
サンプルサイズ	48,504		48,504		31,287		31,287	
グループ数	19,321		19,321		18,362		18,362	
R-sq. within	0.098		0.093		0.374		0.049	
between	0.008		0.205		0.107		0.321	
overall	0.026		0.154		0.008		0.223	
F-検定: F値	1.760				2.080			
Prob>F	0.000				0.000			
BP 検定			1970.03				86.77	
p > chi2			0.000				0.000	
Hausman 検定	689.86				15725.68			
Prob>chi2	0.000				0.000			

(注): 1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2) FE:固定効果モデル; RE:ランダム効果モデル; BP検定: Breusch および Pagan ラグランジュ乗数検定。

3) 個人属性 (年齢, 年齢二乗, 教育年数, 性別, 党員, 既婚, 都市戸籍), 家族要因 (家族人数, 就業要因 (就業ダミー), 社会保障要因 (公的年金加入, 公的医療保険加入), 地域 (東部, 中部, 西部), および年次をコントロール変数として推定したが, これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所): CFPSS2014, 2016, 2018に基づき計測。

表10 所得水準，相対所得と中国住民の主観的厚生（推定モデルの変更）

	(1) ologit		(2) ologit_FE		(3) 順序_ologit_FE	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的厚生 $t-1$						
所得水準	-0.007 ***	0.023	-0.091 **	0.036	-1.344 ***	0.036
所得水準二乗	0.005 ***	0.002	0.008 ***	0.003	0.012	0.071
相対所得（非常に低い）					-0.002	0.006
低い	0.019	0.028	0.001	0.041	-0.229 ***	0.081
普通	0.656 ***	0.026	0.492 ***	0.041	0.275 ***	0.081
高い	1.150 ***	0.037	0.912 ***	0.061	0.528 ***	0.111
非常に高い	2.414 ***	0.054	1.558 ***	0.084	1.405 ***	0.151
コントロール変数	Yes		Yes		Yes	
cut1	-3.854	0.148				
cut2	-2.586	0.146				
cut3	-0.531	0.146				
cut4	0.957	0.146				
サンプルサイズ	48,504		34,615		15,446	
グループ数			12497		7723	
対数似然尤度	-60631.36		-17341.86		-4273.59	
Pseudo R2	0.067		0.126		0.454	
Prob > chi2	0.000		0.000		0.000	

(注) : 1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2) ologit: 順序ロジットモデル。

3) 個人属性（年齢，年齢二乗，教育年数，性別，党員，既婚，都市戸籍），家庭要因（家族人数），就業要因（就業ダミー），社会保障要因（公的年金加入，公的医療保険加入），地域（東部，中部，西部），および年次をコントロール変数として推定したが，これらの結果は簡素化のため表には掲載していない。

(出所) : CFPS2014, 2016, 2018に基づき計測。

5. 結論と政策示唆

経済発展とともに、中国経済は急成長してきた。個人および家計の所得水準が上昇すると同時に、経済発展初期に比べ、所得格差が拡大した。本稿では、中国家庭パネル調査（CFPS）の3時点（2014、2016および2018年）データを活用し、先行文献で考慮されなかった個人間の異質性および初期依存問題に対処し、所得水準及び所得格差が、どの程度中国住民の主観的厚生に影響を与えるのかに関する実証研究を行い、絶対所得仮説および相対所得仮説を検証した。主な結論は以下の通りである。

第1に、既存研究と同じようなクロスセクションデータに基づく分析結果によると、絶対所得仮説と相対所得仮説のいずれも支持された。大多数の先行研究に類似する結果が得られた。

第2に、パネルデータを活用し、個人間の異質性に対応した分析結果で、絶対所得仮説が高所得層で支持されたが、さらに初期依存問題にも対処した分析結果で、絶対所得仮説が棄却された。一方、パネルデータ分析のいずれにおいても、相対所得仮説は強く支持された。

第3に、所得要因の主観的厚生への影響はグループによって異なる。中低学歴者、女性、都市戸籍住民、東部・中部地域住民に比べ、高学歴者、男性、農村戸籍住民および西部地域住民で相対所得の影響はより大きい。

第4に、頑健性のチェックを行った結果、上記の結論が再確認された。

実証研究のインプリケーションとしては、以下のことが考えられる。第1に、パネルデータ分析結果によると、個々の主観的厚生が初期の状態に依存し、それは絶対所得の効果に大きな影響を与えることが示された。初期依存問題を考慮しない多くの既存研究の推定結果には、バイアスが存在することがうかがえる。

第2に、パネルデータ分析結果によると、相対所得仮説が強く支持された。国民の主観的厚生を改善するため、今後、経済成長を促進する政策のみならず、格差是正政策をより重視すべきであろう。貧困削減、地域格差

是正、および不合理な所得格差（たとえば、国有部門の独占による高賃金所得、官僚の不正・汚職など）是正政策の実施が必要であろう。

第3に、所得要因の影響はグループによって異なる。とくに、相対所得の効果は、農村戸籍住民、西部地域住民でより大きい。経済発展レベルが低い地域住民にとって、所得水準より所得格差の影響はより大きいことが示された。所得水準が低いグループは、社会から乖離し、疎外感あるいは剥奪感を持つため、格差に敏感に反応し、主観的厚生の低下はより大きいと考えられる。したがって、中国政府は、今後「先富論」による経済発展の方針を転換し、平等な発展・経済成果の享受ができる社会を構築すべきである。本稿の実証分析の結果は、最近中国政府が促進した「共同裕福」政策の根拠となっている。

最後に、本稿では、パネルデータを活用し、既存研究で考慮されなかった個人間の異質性や初期依存問題に対処して分析を行ったが、まだ対処できていない内生性問題が存在する可能性がある。また、調査データによると、所得は税引き前所得か、税引き後所得か識別できない。今後、調査データが整備される上で、税と社会保障（たとえば、所得税、社会保険料納付、社会給付など）の影響を考慮するさらなる分析を今後の課題としたい。

〈参考文献〉

【英語】

- Appleton, S. and Song, L. (2008) “Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinant,” *World Development*, 36 (1), pp. 2325–2340.
- Asadullaha, M.N., Xiao, S. and Yeoh, E. (2018) “Subjective Well-Being in China, 2005–2010: The Role of Relative Income, Gender, and Location,” *China Economic Review*, 48, pp.83–103.
- Blanchflower, D. G. and Oswald, A. J. (2004) “Well-Being Over Time in Britain and the USA,” *Journal of Public Economics*, 88, pp.1359–1386.
- Böckerman, P. and Ilmakunnas, P. (2006) “Elusive Effects of Unemployment on Happiness,” *Social Indicators Research*, 79(1), pp.159–169.
- Boskin, M. J. and Sheshinski, E. (1978) “Optimal Redistributive Taxation When Individual Welfare Depends Upon Relative Income,” *Quarterly Journal of Economics*, 92, pp.589–601.
- Brockmann, H., Delhey, J., Welzel, C. and Yuan, H. (2009) “The China Puzzle: Falling Happiness in A Rising Economy,” *Journal of Happiness Studies*, 10, pp.387–405.
- Cheung, F. and Lucas, R. E. (2016) “Income Inequality Is Associated with Stronger Social Comparison Effects: The Effect of Relative Income on Life Satisfaction,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 110(2), pp.332–341.
- Contoyannis, P., Jones, A. M. and Rice, N. (2004) “The Dynamics of Health in The British Household Panel Survey,” *Journal of Applied Econometrics*, 19(4), pp.473–503.
- Dolan, P., Peasgood, T. and White, M. (2008) “Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-Being,” *Journal of Economic Psychology*, 29(1), pp.94–122.
- Easterlin, R. A. (1974) “Does Economic Growth Improve the Human lot?” In David, P. A. and Reder, M.W. (Eds.) *Nations and Households in Economic Growth*. Stanford University Press.
- Easterlin, R. A. (2001) “Income and Happiness: Toward A Unified Theory,” *The Economic Journal*, 111, pp.465–484.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) “Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect,” *Journal of Public Economics*, 89, pp.997–1019.
- Francesco, S. (2010) “Social Capital and Subjective Well-Being Trends:

- Comparing 11 Western European Countries,” *The Journal of Socio-Economics*, 39(4), pp.482–517.
- Hagerty, M. R. (2000) “Social Comparisons of Income in One’s Community: Evidence from National Surveys of Income and Happiness,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(4), pp.764–771.
- Helliwell, J. F. (2003) “How’s Life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being,” *Economic Modelling*, 20(2), pp.331–360.
- Hirschman, A. O. and Rothschild, M. (1973) “The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development: With A Mathematical Appendix,” *The Quarterly Journal of Economics*, 87(4), pp.544–566.
- Hommerich, C. and Tiefenbach, T. (2018) “Analyzing the Relationship Between Social Capital and Subjective Well-Being: The Mediating Role of Social Affiliation,” *Journal of Happiness Studies*, 19(4), pp.1091–1114.
- Huang, J. (2019) “Income Inequality, Distributive Justice Beliefs, and Happiness in China: Evidence from A Nationwide Survey,” *Social Indicators Research*, 142, pp.83–105.
- Jiang, S., Lu, M. and Sato, H. (2011) “Identity, Inequality, And Happiness: Evidence from Urban China,” *World Development*, 40(6), pp.1190–1200.
- Khawaja, Z. K. and Mehmood, B. (2018) “What Makes Labors Happy? Economic or Non-Economic Factors or Both?” *International Journal of Happiness and Development*, 4 (3), pp.261–281
- Klinowski, D. (2019) “Selection into Self-Improvement and Competition Pay: Gender, Stereotypes, and Earnings Volatility,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 158, pp.128–146.
- Knight, J. and Gunatilaka, R. (2010a) “Great Expectations? The Subjective Well-Being of Rural–Urban Migrants in China,” *World Development*, 38(1), pp.113–124.
- Knight, J. and Gunatilaka, R. (2010b) “The Rural–Urban Divide in China: Income but Not Happiness?” *The Journal of Development Studies*, 46(3), pp.506–534.
- Kuznets, S. (1955) “Economic Growth and Income Inequality,” *American Economic Review*, 45(1), pp.1–28.
- Lee, L. (2012) “Decomposing Wage Differentials Between Migrant Workers and Urban Workers in Urban China’s Labor Markets,” *China Economic Review*,

- 23(2), pp.461–470.
- Lei, X., Shen, Y. and Smith, J. P. (2018) “Life Satisfaction in China and Consumption and Income Inequalities,” *Review of Economics of the Household*, 16, pp.75–95.
- Leibenstein, H. (1950) “Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in The Theory of Consumer’s Demand,” *Quarterly Journal of Economics*, 64(2), pp.183–207.
- Leung, A., Kier, C., Fung, T., Fung, L. and Sproule, R. (2011) “Searching for Happiness: The Importance of Social Capital,” *Journal of Happiness Studies*. 12(3), pp.443–462.
- Lyu, P., Yu, M., Hu, Y. (2020) “Contradictions in and Improvements to Urban and Rural Residents’ Housing Rights in China’s Urbanization Process,” *Habitat International*, 97, 102101.
- Ma, X. (2018a) *Economic Transition and Labor Market Reform in China*. Palgrave Macmillan.
- Ma, X. (2018b) “Labor Market Segmentation by Industry Sectors and Wage Gaps between Migrants and Local Urban Residents in Urban China,” *China Economic Review*, 47, pp.96–115.
- Ma, X. (2022) *Public Medical Insurance Reform in China*. Springer.
- Ma, X. and Piao, X. (2019a) “The Impact of Intra-Household Bargaining Power on Happiness of Married Women: Evidence from Japan,” *Journal of Happiness Studies*, 20(6), pp.1775–1806.
- Ma, X. and Piao, X. (2019b) “Income, Intra-Household Bargaining Power and The Happiness of Japanese Married Women,” in Tsai, M. and Iwai, N. (Eds.) *Quality of life in Japan, Quality of Life in Asia 13*, Springer, pp.77–106.
- Nagamaba, K. H., Panagioti, M., and Armitage, C.J. (2018) “Income Inequality and Subjective Well-Being: A Systematic Review and Meta-Analysis,” *Quality Life Research*, 27, pp.577–596.
- Norton, E. C., Nizalovab, O., and Murtazashvili, I. (2018) “Does Past Unemployment Experience Explain the Transition Happiness Gap?” *Journal of Comparative Economics*, 46(3), pp.736–753.
- Oishi, k., Kesebir, S., and Diener, E. (2011) “Income Inequality and Happiness,” *Psychological Science*, 22, pp.1095–1100.
- Oshio, T., and Kobayashi, M. (2011) “Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan,” *Journal of Happiness Studies*,

- 12, pp.633–649.
- Sicular, T., Li, S., Yue, X. and Sato, H. (2020) *Changing Trends in China's Inequality: Evidence, Analysis, and Prospects*. Oxford University Press.
- Smyth, R., Nielsen, I. and Zhai, Q. (2010) "Personal Well-Being in Urban China," *Social Indicators Research*, 95 (2), pp.231–251.
- Smyth, R. and Qian, X. (2008) "Inequality and Happiness in Urban China," *Economics Bulletin*, 4(23), pp.1–10.
- Vendrik, M. and Woltjer, G. (2007) "Happiness and Loss Aversion: Is Utility Concave or Convex in Relative Income?" *Journal of Public Economics*, 91(7–8), pp.1423–1448.
- Wang, P., Pan, J. and Luo, Z. (2015) "The Impact of Income Inequality on Individual Happiness: Evidence from China," *Social Indicators Research*, 121, pp.413–435.
- Wang, P. and VanderWeele, T. J. (2011) "Empirical Research on Factors Related to The Subjective Well-Being of Chinese Urban Residents," *Social Indicators Research*, 101(3), pp.447–459.
- Wei, Y. and Gong, Y. (2019) "Understanding Chinese Rural-to-Urban Migrant Children's Education Predicament: A Dual System Perspective," *International Journal of Educational Development*, 69, 102066.
- Winnie, Y., Subramanian, S.V, Mitchell, A. A., Lee, D.T. S., Wang, J. and Kawachi, I. (2007) "Does Social Capital Enhance Health and Well-Being? Evidence from Rural China," *Social Sciences & Medicine*, 64(1), pp.35–49.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2005) "Simple Solutions to The Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity," *Journal of Applied Economics*, 20(1), 39 –54.
- Yuan, Y., Wang, M., Zhu, Y., Huang, X., Xiong, X. (2020) "Urbanization's Effects on The Urban-Rural Income Gap in China: A Meta-Regression Analysis," *Land Use Policy*, 99,104995.
- Zhang, L., Sharpe, R. V., Li, S., and Darity W. A. (2016) "Wage Differentials Between Urban and Rural-Urban Migrant Workers in China," *China Economic Review*, 41, 222–233.
- Zhang, Q. and Churchill, A. (2020) "Income Inequality and Subjective Wellbeing: Panel Data Evidence from China," *China Economic Review*, 60,

101392.

【中国語】

- 李実・史泰麗・別雍・古斯塔夫森（2008）『中国居民收入分配研究Ⅲ』，北京師範大学出版社。
- 李実・佐藤宏・史泰麗（2013）『中国收入差距変動分析—中国居民收入分配研究Ⅳ』，人民出版社。
- 羅楚亮（2006）「城郷分割，就業状況与主観幸福感差異」，『経済学（季刊）』，5（3），817-840ページ。
- 羅楚亮（2009）「絶対収入，相対収入与主観幸福感」，『財経研究』，35（11），79-91ページ。

【日本語】

- 筒井義郎（2010）「幸福度研究の課題」，大竹文雄・白石小百合・筒井義郎（編著）『日本の幸福度』，日本評論社。
- 浦川邦夫・松浦司（2007a）「相対的格差が生活満足度に与える影響—「消費生活に関するパネル調査」による分析」，『季刊家計経済研究』，73，61-70ページ。
- 浦川邦夫・松浦司（2007b）「格差と階層変動が生活満足度に与える影響」，『生活経済学研究』26，13-30ページ。
- 小塩隆士・浦川邦夫（2012）「主観的厚生に関する相対所得仮説の検証—幸福感・健康感・信頼感」，『経済研究』，63（1），42-55ページ。
- 馬欣欣（2011）「中国における労働移動と都市労働市場の分断化：出稼ぎ労働者・都市戸籍住民間の所得格差に関する実証分析」，『比較経済研究』，48（1），39-55ページ。
- 馬欣欣（2015）『中国の公的医療保険の改革』，京都大学出版会。
- 馬欣欣（2016）「中国における所得格差と主観的幸福度」，『二重の罟を超えて進む中国型資本主義』，加藤弘之・梶谷懐（編著），ミネルヴァ書房，248-265ページ。
- 馬欣欣（2022）「中国公的医療保険の改革と主観的厚生」，『海外社会保障』第6巻第4号，421-438ページ。

馬 欣欣 法政大学 経済学部
小松翔 東京大学大学院 新領域創成科学研究科

Income Level, Income Inequality, and Subjective Well-being in China: Evidence based on Longitudinal Survey Data

Xinxin MA and Sho KOMATSU

《Abstract》

With the rapid economic growth in China, the income level has risen, while income inequality has widened. This study uses the longitudinal data from the China Family Panel Studies to address individual heterogeneity and initial dependence issues that were not considered in existing studies to investigate the effects of the income levels and relative income on the life satisfaction of Chinese residents.

The main conclusions are as follows. First, the results based on the cross-section data indicate that both the absolute and relative income hypotheses were supported, similar to the existing studies. Second, the absolute income hypothesis was supported in the high-income group after considering the individual heterogeneity issue, but it was rejected after dealing with the initial dependence issue. In contrast, the relative income hypothesis was strongly supported in the results of both cross-section and longitudinal panel data analyses. Third, the results differ by group. The effect of relative income is greater for highly educated individuals, men, rural residents, and western residents than their counterparts.

The results indicate that the Chinese government should implement policies to reduce income inequality to improve the subjective well-being of nations as well as promote GDP growth.

