

経済成長が貧困と所得分配に及ぼす影響：ベトナムの事例

レ・タン・ギエップ

ベトナムの政府は、1986年にドイモイと名づけられる政策を導入し、中央計画経済から市場経済への移行に踏み切った。市場経済の移行の過程で進められた一連の改革は、海外からの投資の増大や農業・工業の生産性の上昇などを引き起こし、長い期間にわたって高いGDP成長率を維持している（レ・タン・ギエップ、2005；Le Thanh Nghiep, 2006）。この四半世紀に記録した経済開発の成果は、中国とインドと共に世界各国から強い関心を集めている。しかし、多くの望ましいマクロ指標を見せている反面、ベトナム国内においては所得階層間、地域間の格差が拡大しているという暗い面もクローズアップされている（Glewwe P. et al., 2000；菊池正、2003）。経済開発における成長と所得分配は、ベトナムに限らず、中国などにおいても重要な研究課題となっている（李実、2009）。

このノートは、まずGDP成長率や平均所得水準の増加率、貧困率の動向などを要約することを通して、この四半世紀にわたるベトナム経済の発展過程を概括する。そしてその上で、最近公表されている家計調査のデータを用いて、全国と地域別の所得分配の形態と時系列の変化を確認する。この作業は、同国に対する従来の見解の妥当性を検証すると同時に、中国についての研究結果等との比較を行い、両者間の類似点と相違点を明らかにする。

1 GDPの高い成長率による貧困率の減少

1990-2009年の期間におけるベトナム経済の動向が表1に要約されている。ドイモイ政策（刷新政策）が導入された1986年から近年にいたるベトナムの経済は、1990年代に起きたアジア金融危機と高いインフレ率に悩まされる最近の数年間を除いて、順調に高成長の軌道に乗っている。5年区分でGDP成長率の趨勢を見ると、1990-95年に年率8.18%、1995-2000年に6.95%、2000-05年に7.15%、2005-09年に7.07%と、アジアの中でも中国とインドに次いで高い水準を記録している。同じ期間に総人口の年増加率が1.0~1.8%にあったので、人口一人当たりの実質所得は年率の6.0~6.4%の増加となっている。実は米ドルで表される一人当たりのGDPは2000年に402ドルから2009年に1060ドルにと、9年間で2.6倍も上昇した¹。

人口一人当たりのGDPの上昇につれて貧困問題も大きく改善されている。表2が示しているように、1日2ドル以下で生活する人口の比率は全国で2002年に28.9%から2010年に10.7%にと大きく

¹ General Statistics Office, *Monthly Statistical Information* (August, 2011).

減少した。この貧困率の減少傾向は、都市部と農村部の両方に起きている。ちなみに、所得が最も高い、ホーチミン市を含む東南部の貧困率が同じ期間に 10.6%から 2.2%に減ったのに対して、所得が最も低い、中国との国境に接する北西部の貧困率は 60.0%から 32.7%に減少した。このように、ドイモイの導入で成長の軌道に乗った経済は、国全体で見ても地域別に見ても貧困の撲滅に明らかにプラスの効果をもたらしていると言える。

表 1 GDP 成長率、人口増加率と所得増加率 (%/年)

	GDP 成長率	人口増加率	所得増加率
1990-1995	8.18	1.75	6.43
1995-2000	6.95	1.52	5.43
2000-2005	7.51	1.20	6.31
2005-2009	7.07	1.08	5.99

資料 : General Statistics Office, *Monthly Statistical Information*,
Aug. 2011 のデータにより算出。

表 2 貧困率の推移

	2002	2004	2006	2008	2010
全人口	28.9	18.1	15.5	13.4	10.7
都市部		8.6	7.7	6.7	5.1
農村部		21.2	18.0	16.1	13.2
北西部	68.0	46.1	39.4	35.9	32.7
南東部	10.6	6.1	4.6	3.2	2.2

資料 : General Statistics Office, *Statistical Yearbook 2006*.

2 所得分配の推移

以上、GDP、人口一人当たりの所得水準と貧困率の推移を通して 1990 年から現在にいたる期間におけるベトナム経済の動向を概括した。ドイモイの導入を境に経済が順調に伸びており、その結果として平均所得水準と貧困率の両方に持続的な改善が見られている。この節は、経済開発によりベトナムの平均所得水準が押し上げられている中で、同国の所得分配の形態はどのように変化しているかを吟味する。

2-1 所得分配の平等指数（不平等指数）

所得分配の議論にはジニ係数が分配の不平等指数として最も広く使用されている。この指数は、累

積人口率（世帯率）と累積所得率の座標でローレンツ曲線²と 90 度線に囲まれる面積の 2 倍として定義されているが、1970 年代の半ばからその推計方法の論理化に多くの研究成果が公表されている（Kakwani N. & N. Podder 1973; Kakwani N, 1989; Villarsenor J. & B.C. Arnold, 1989; Datt G. & M. Ravallion, 1993）。研究や議論はローレンツ曲線の関数化に集中しており、その代表的なものは、General quadratic Lorenz Curve（既述 Villarsenor J. & B.C. Arnold）と Beta Lorenz curve（既述 Kakwani N. & N. Podder）であり、その両方ともローレンツ関数の特定化とサンプル調査のデータからのローレンツ関数のパラメーターの推計方法を提唱している。現在、これらの方法は、世界銀行グループをはじめ、幅広く活用されている。関数化されたローレンツ曲線という分析方法は、理論と実践の両面にジニ係数の推計と貧困率の推計を同時に実現できる利点があるが、特定の関数（lognormal function）の仮定に頼ったことや、ジニ係数に過大推計値を出す傾向など、多くの欠点が指摘されている。最近では、関数化しない方法でローレンツ曲線と貧困率の推計を試みる研究も報告されている（S. Dhongde, 2003）。

ジニ係数ほど広く活用されていないが、いわゆる Theil 係数もしばしば所得分配の分析に用いられている（菊池正、2003 年）。

2-2 中国とベトナムの実情について

世界銀行は、毎年発行されている開発報告書に、ほとんどすべての国についての所得グループ別の所得率と同銀推計のジニ係数を公表している（World Bank, 2010）。世界銀行の報告の他には、インド、中国、タイ、インドネシア、コストディボアなどについての個別研究も多くなされている（Chen S., G. Datt & M. Ravallion 1993; Datt G. & M. Ravallion, 1993; Ravallion M. & S. Chen, 2007）。以下は、本研究の目的に照らして中国とベトナムに関するいくつかの代表的な研究内容の特徴を予約する。

1990 年あたりから現在にいたる期間における中国の所得分配の特徴として以下の 4 点（李実 2009 年；M. Ravallion & S. Chen, 2007 年）が指摘されている。

- (1) 全国のジニ係数は、都市部と農村部を含めた全世帯のデータに基づいた推計も、農村部と都市部のデータを別々に行った推計も明らかな上昇の傾向を見せている。また、その中ですべての時点において都市部よりも農村部のジニ係数の方が大きい。
- (2) 都市部と農村部との格差が拡大している（都市部に対する農村部の所得比率が減少の傾向）。
- (3) 都市部内のジニ係数は年々拡大しており、その主な原因は国有部門の分配制度改革（平均主義から能率主義へ）、国有企業の人員削減、独占業界（金融、電力など）などであった。
- (4) 農村内部の所得格差の拡大は主に非農産業の就業機会の拡大による非農業世帯と農業世帯との所得格差の拡大であった。

² 一般に全人口（全世帯）を低所得の順に沿って 5 つのグループに分けられる。ローレンツ曲線は、累積人口率と累積所得率の座標で累積人口率（0.2, 0.4, 0.6, 0.8, 1）に対応する各点を結ぶ曲線として定義される。

ベトナムについての研究 (Glewwe P, M. Gragnolati & M. H. Zaman, 2000 年; 菊池正, 2003 年; Cao Thi Cam Van & T. Akita, 2008 年) は、統計資料の整備状況などにより中国の場合と比べてまだ多く公表されていないが、その凡その結論は以下の 3 点に要約される。

- (1) 所得ベースよりも消費ベースで測る所得分配の方がより平等である。
- (2) ベトナムの所得分配も年々悪化している。
- (3) 所得分配の悪化をもたらした主な要因は、都市部と農村部との格差にあった。

2-3 統計資料および研究対象

ベトナムの統計局 (General Statistics Office) は、1993 年、1996 年、1999 年などにも家計調査を実施したが、これらの調査のいずれも調査対象の世帯数が限られ、取り扱った項目も少ない。同局がカナダ政府などの協力を得て本格的に家計調査を実施しはじめたのは 2002 年であった。それ以来、1 年おきに大掛かりな調査が行われており、現時点では、2002 年、2004 年、2006 年、2008 年と 2010 年に関するその結果は web に公表され、容易に閲覧することができる。2002 - 2010 年の期間に実施したこの新しいシリーズの調査は、全国 46,000 戸の世帯を対象にし、その内 9,500 戸について所得と消費の両面をカバーし、36,500 戸は所得ベースで行われている。

Web で観覧できる 2002 - 2010 年のデータは、全国、都市部、農村部、地域別 (7 地域)、省別 (64 省) とかなり詳細で、かつ、広範囲な情報が含まれている。ただし、各世帯グループの所得の構成 (賃金所得、農業所得などのシェア) についての情報は 2004 年と 2006 年にしかない³。

本研究が対象とする期間と項目は次のとおりである。まず研究の対象期間としては、主に統計資料がよく整備されている 2002 - 2010 年の期間に限定し、それ以前の期間についての推計は全国のジニ係数の推計にとどまる。次に、所得分配は所得ベースと消費ベースで考えるべきか、それとも消費支出ベースで考えるかについて様々な議論⁴があるが、ここでは、できるだけ推計結果の利用範囲を広げるために所得ベースのジニ係数と消費支出ベースのジニ係数の両方を推計することにした。

ジニ係数の推計は、各年における全国のものに加え、都市部、農村部と地域ごとの係数も行った。全世帯・全地域を含めた国全体について算出されるジニ係数は、従来の研究結果と比較することにより、両者の間にある類似点や相違点などを導き、ベトナムの所得分配に関する一般趨勢についてより確かな示唆を得ることができる。また、農村部のジニ係数と都市部のジニ係数を比べることによって両者間に所得分配の形態と変化に目立った違いがあるか、特に同じ時期に示されている中国の実情と

³ 統計局の担当者によると、現時点では 2010 年等についてのデータはまだ公表できない。このデータの欠如は、経年の変化及び地域間の相違についての要因分析を制約している。

⁴ 消費は、所得よりも忠実に世帯の厚生水準を表すことなどの利点がある一方 (世銀、2010 年)、所得ベースの分析は、工業化政策や地域開発計画などが各世帯グループに不均等な影響を及ぼすことなどの吟味を可能にする利点がある。

比較した場合の類似点と相違点を考察することができる。最後に、地域別のジニ係数には、細長いベトナム国土に位置する7つの地域は、それぞれ異なる発展進度、産業構成と民族構成を持っているが、所得分配の上で目立った違いがあるか否かについての情報が期待される。

なお、本研究は、全国、都市部、農村部、地域別のジニ係数の推計と推計結果の吟味にとどまり、経年の変化及び部門間・地域間の相違についての要因分析にまで深く入らない。付録に示されているジニ係数の推計モデルの構成を用いることにより、要因分析を行うことは可能であるが、この作業は別の研究計画に委ねたい。

2-4 推計結果の吟味

本論文は、所得分配の（不平等）指標としてジニ係数を用いている。ジニ係数の推計は、付録に説明されている独自の方法で行った。この方法の特徴は、公表された5つの人口（世帯）グループのそれぞれをさらに10のサブ・グループ分割し、グループ内の所得格差について合理的な仮定を設定することによってより滑らかで、かつ、公表された家計調査のデータを忠実に反映するローレンツ曲線を推計できるように工夫された。この方法を上記のデータに当てはめて得られた各種ジニ係数は表3～表5に示されている。以下、先行研究と比較しながら推計の結果を吟味する。

全国のジニ係数

まず、所得ベースと消費支出ベースを比較すると、どの年次においても、消費支出ベースのジニ係数がかなり低くなっており（表3）、世帯グループ間の格差は、所得ベースよりも消費支出ベースの方がはるかに不平等の度合いが小さいことを示す。この点は、ベトナムと中国を含む従来の研究結果と一致する。しかし、ジニ係数の経年の変化については、今回の推計結果はベトナムについての先行研究とも中国についての研究とも異なる様子を見せている。所得ベースの全国のジニ係数は、1996年0.3830から1999年に0.4125と拡大したが、統計資料がよく整備されている2002-2010年の期間には0.4086から0.4198と8年間でわずかに1.2%しか増加していない。同じ期間に消費支出ベースのジニ係数は、0.3040と0.3085とほぼ同一水準を維持しており、1996-2002年の統計資料を用いたベトナムについての先行研究（Glewwe P. et al., 2000年； Cao Thi Cam Van & T. Akita, 2008年； 菊池正、2000年）と中国についての研究（李実、2009年； Ravallion M. & S. Chen, 2007年）が結論付けた所得分配の悪化傾向は見られない。

なお、表3の（ ）に示されている、従来の方法で算出された推計値は、いずれも本論文が採用した方法（付録を参照）の推計値よりも0.02程度低くなっている。これは、今回採用した方法が各々の世帯グループの内の所得格差を組み入れたことによるものである。

都市部と農村部の比較

全世界帯を都市部と農村部に分けた場合のジニ係数は表4（所得ベース）と表5（消費支出ベース）

の最初の 2 行に示されている。次の 3 点が観察される。第 1 に、全国・全世帯の場合と同じく都市部と農村部の両方に階層間の分配は消費支出ベースの方がはるかに平等である。第 2 に、所得ベースのジニ係数は、都市部ではほぼ不変であったのに対して農村部のジニ係数ははっきりした悪化の傾向を見せている。第 3 に、時系列で見ると消費支出ベースのジニ係数は、都市部と農村部の両方に目立った変化がない。

上記の第 1 点目、すなわちジニ係数が都市部よりも農村部に小さいことは、多くの開発途上国にも見られているが、中国の場合と異なっている（李実、2009 年）。農村部と都市部との比較について中国とベトナムの間の相違は、このほかに部門間の所得格差の推移にも見られる。都市部に対する農村部の人口一人当たり所得の比率（農村部所得÷都市部所得）は、中国の場合に減少の傾向を辿っているのに比べ、ベトナムの場合は上昇している（図 1）。

表 3 全国のジニ係数

	1996	1999	2002	2004	2006	2008	2010
所得ベース	0.3830 (0.3623)	0.4125 (0.3898)	0.4086 (0.3870)	0.4096 (0.3882)	0.4076 (0.3864)	0.4200 (0.3983)	0.4198 (0.3980)
消費支出ベース			0.3040 (0.2887)	0.3009 (0.2862)	0.3038 (0.2891)	0.2911 (0.2767)	0.3085 (0.2932)

注：（ ）内は通常の方法で推計されたジニ係数を示す。

表 4 地域別のジニ係数（所得ベース）

	2002	2004	2006	2008	2010
都市部	0.3974	0.3923	0.3919	0.3920	0.3891
農村部	0.3482	0.3577	0.3612	0.3736	0.3833
北東部	0.3546	0.3797	0.3893	0.4079	0.4085
北西部	0.3594	0.3697	0.3805	0.3941	0.3921
ホン河デルタ	0.3809	0.3819	0.3815	0.3997	0.3969
中央海岸北部	0.3491	0.3478	0.3617	0.3626	0.3632
中央海岸南部	0.3416	0.3605	0.3639	0.3708	0.3811
中央高原	0.3608	0.3900	0.3981	0.3970	0.4001
南東部	0.4131	0.4111	0.4126	0.4047	0.4078
メコン・デルタ	0.3760	0.3699	0.3704	0.3833	0.3856

注：太字はジニ悪化の地域を示す。

地域別のジニ係数

ベトナム全土 64 省は、地理・経済・社会の条件により一般に 7 の地域に区分されている。首都ハノイおよびハイフオン市を含むホン河デルタ、ホーチミン市を含む南東部とメコン・デルタの 3 つが高所得地域であり、中国国境に接する北東部と北西部、中部に位置する中央海岸北部、中央海岸南部と中央高原が低所得地域である。

地域別のジニ係数の推定結果は次の 3 点を示唆している。第 1 に、全国・全世帯および農村部・都市部の場合と同じく、所得ベースよりも消費支出ベースの分配がより平等である。第 2 に、消費支出ベースのジニ係数はすべての地域に全期間を通してほぼ同一水準を保っている。第 3 に、所得ベースのジニ係数は、所得水準が比較的高いホン河デルタ、南東部およびメコン・デルタでは目だった変化が見られないが、東北部や中部海岸北部など、所得水準が比較的低い地域では拡大の傾向を見せている。

表 5 地域別のジニ係数（消費ベース）

	2002	2004	2006	2008
都市部	0.2941	0.2783	0.2824	0.2948
農村部	0.2235	0.2255	0.2346	0.2116
北東部	0.2574	0.2584	0.2698	0.2513
北西部	0.2883	0.2901	0.2847	0.2782
ホン河デルタ	0.2964	0.2775	0.2842	0.2494
中央海岸北部	0.2382	0.2335	0.2588	0.2208
中央海岸南部	0.2551	0.2772	0.2545	0.2582
中央高原	0.2687	0.2798	0.2917	0.2565
南東部	0.3205	0.2996	0.3042	0.3229
メコン・デルタ	0.2296	0.2361	0.2360	0.2214

所得ベースのジニ係数と消費支出のジニ係数の解釈

以上に見たように、農村部と低所得地域のジニ係数には、所得ベースと消費支出ベースでは異なるトレンドを見せている。消費支出ベースのジニ係数が分析の対象期間を通して変化していないのに対して所得ベースのジニ係数ははっきりした上昇の傾向を見せている。この違いは、所得分配の形態を示すジニ係数として所得と消費支出のどちらをベースにするかの選択に重要な意味を持つ。表 6 は、2002 年と 2010 年における農村部の最下位グループと最上位グループの世帯員一人当たりの所得と消費の実際水準を示している。2 つのグループの間の消費額比率は、2002 年に 4.45 倍、2010 に 4.67 倍とこの 8 年の間にとわずかに上昇したのに対して、所得の比率は 8.10 倍から 9.24 倍へと大きく拡

大している。それぞれの年におけるグループ別の消費・所得率、すなわち世帯員が得た平均所得の内、消費に回された割合を取ってみると、最下位グループは2002年115%から2010年に134%にと、所得が常に消費を下回っており、その不足分は年々拡大している。それに比べて、最上位グループの消費・所得率が60%台に維持されており。すなわち、最下位の世帯は、所得以上の支出を出して辛うじて消費面の格差の拡大を回避しており、裕福な階層は、消費の面で下位との差を縮小させることなく、より多額の預金を可能にしたわけである。

図1 農村と都市の所得比率

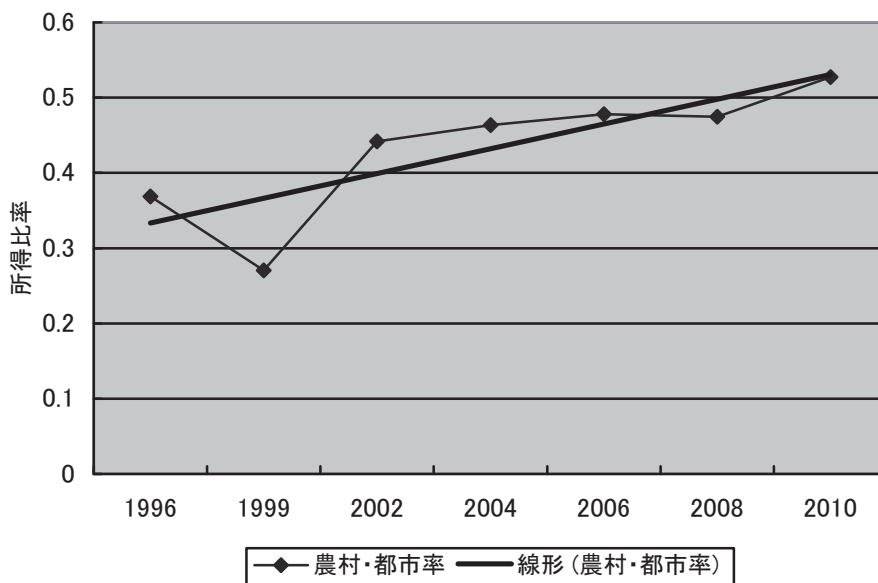


表6 最下位グループと最上位グループとの比較（農村地域）

	最下位		最上位	
	2002年	2010年	2002年	2010年
所得(000VN\$)	107.7	369.3	872.9	3411.0
消費支出(000VN\$)	123.3	494.4	548.5	2309.5
消費・所得比率 (%)	114.5	133.9	62.8	67.7

3 付録：ジニ係数の推計

総世帯数を所得水準別に5のグループに分けるという一般的な形で公表される家計調査のデータからジニ係数を推計するのに以下の方法を利用した。この方法は、S. Dhongde (S. Dhongde, 2003) と

同じように、ローレンツ曲線に特定の関数を仮定せずに公表された5つの世帯グループの所得率を忠実に反映するように工夫されている。ただし、S. Dhongde は各々の所得水準に密度関数を想定したのに対して本論文が用いた方法は、各世帯グループ内に関する所得格差についての仮定である。

L_i : グループ i の所得（または消費支出）のシェア ($i=1, 2, \dots, 5$) ;

X_{ij} : グループ i 中にあるサブ・グループ j の所得シェア ($i=1, 2, \dots, 5; j=1, 2, \dots, 10$)

とおく。

それぞれの世帯グループをさらに10のサブ・グループに分割する。各グループの所得シェア L_i は、サンプル調査の結果として報告されている5つの世帯グループにある一人当たり平均所得（または消費支出）および世帯サイズ（人数）から直ちに算出できるもので、ジニ係数の推計作業に用いる基礎データである。各サブ・グループの所得シェア X_{ij} は、ローレンツ曲線を構成する50サブ・グループの所得シェアであり、ジニ係数はこれらの推計値から算出される。

縦軸に累積所得率（または累積消費支出率）、横軸に低所得の順に並べる累積人口率が示される座標では、次の条件が満たされる。

$$\sum_{j=1}^j X_{ij} = L_i \quad (1) \quad (\text{各グループ内の所得の合計は基礎データと合致する。})$$

$$X_{i,j+1} > X_{ij} \quad (2) \quad (\text{各々のグループ内に各サブ・グループは低所得順で並べられる。})$$

$$X_{i+1,j} > X_{ij} \quad (3) \quad (\text{グループ間の条件：各グループは低所得の順で並べられる。})$$

上記 (2) をさらに次式に書き換えられる。

$$X_{ij} = a_i + (j-1)b_i \quad (j=1, 2, \dots, 10) \quad (4)$$

$$X_{ij} = a_i + jb_j \quad (j=1, 2, \dots, 10; i=2, 3, \dots, 5) \quad (5)$$

(4) 式はグループ 1 内における各サブ・グループの所得水準に関する仮定である。ここでは、すべてのサブ・グループに共通な部分の所得 a_1 （基準所得と呼ぶ）があり、隣り合いのサブ・グループの所得差が一定 (b_1) であると仮定する。すなわち、

(グループ 1)

$$X_{1,1} = a_1$$

$$X_{1,2} = a_1 + b_1$$

$$X_{1,3} = a_1 + 2b_1$$

.....

$$X_{1,10} = a_1 + 9b_1$$

(5) 式は各グループ 2~5 についての仮定を示す。基本的な考えはグループ 1 についての仮定と類似しているが、隣り合いの各グループの条件を満たすために、工夫を加えた（グループ i の最高所得サブ・

グループの所得はグループ $i+1$ の最低所得サブ・グループの所得よりも低い水準にある)。すなわち、

(グループ 2)

$$X_{2,1} = a_2 + b_2 = \underline{a_1 + 9b_1} + b_2$$

$$X_{2,2} = a_2 + 2b_2$$

.....

$$X_{2,10} = a_2 + 10b_2$$

(グループ 3)

$$X_{3,1} = a_3 + b_3 = \underline{a_2 + 10b_2} + b_3$$

$$X_{3,2} = a_3 + 2b_3$$

.....

$$X_{3,10} = a_3 + 10b_3$$

(グループ 4 とグループ 5 はグループ 3 と同様)

グループ 1 の条件 :

ベース所得 :

$$a_1 = kL_1/10$$

$$a_1 > 0 \rightarrow 0 < k \quad (6)$$

グループ内の格差 :

$$b_1 = (1-k) L_1/45$$

$$b_1 > 0 \rightarrow k < 1 \quad (7)$$

$$0 < k < 1$$

グループ 2 の条件 :

ベース所得 :

$$a_2 = kL_1/10 + 9(1-k) L_1/45 = (kL_1 + 2(1-k) L_1)/10 = (2L_1 - kL_1)/10$$

グループ内の格差 :

$$b_2 = (L_2 - (2L_1 - kL_1))/55 = (L_2 - 2L_1 + kL_1)/55$$

$$b_2 > 0 \rightarrow L_2 - 2L_1 + kL_1 > 0$$

$$k > 2 \cdot L_2/L_1 \quad (8)$$

グループ 3 の条件 :

ベース所得 :

$$\begin{aligned} a_3 &= (2L_1 - kL_1)/10 + 10(L_2 - 2L_1 + kL_1)/55 = (11(2L_1 - kL_1) + 20(L_2 - 2L_1 + kL_1))/110 \\ &= (22L_1 - 11kL_1 + 20L_2 - 40L_1 + 20kL_1)/110 = (20L_2 - 18L_1 + 9kL_1)/110 \end{aligned}$$

グループ内の格差：

$$b_3 = (L_3 - (20L_2 - 18L_1 + 9kL_1)/11)/55 = (11L_3 - 20L_2 + 18L_1 - 9kL_1)/605$$

$$b_3 > 0 \rightarrow (11L_3 - 20L_2 + 18L_1 - 9kL_1) > 0$$

$$k < 1 + (11L_3 - 20L_2 + 9L_1)/9L_1$$

$$k < 1 + (\text{正の数値})^5 \quad (9)$$

グループ 4 の条件：

ベース所得：

$$a_4 = (20L_2 - 18L_1 + 9kL_1)/110 + 10(11L_3 - 20L_2 + 18L_1 - 9kL_1)/605$$

$$= (220L_3 - 180L_2 + 162L_1 - 81kL_1)/1210$$

グループ内の格差：

$$b_4 = (121L_4 - (220L_3 - 180L_2 + 162L_1 - 81kL_1))/(121 \times 55)$$

$$b_4 > 0 \rightarrow 121L_4 - 220L_3 + 180L_2 - 162L_1 + 81kL_1 > 0$$

$$k > 2 \cdot L_2/L_1 - 121(L_4 - L_3)/81L_1 - 9(11L_2 - L_3)/81L_1$$

$$k > 2 \cdot L_2/L_1 - (\text{正の数値})^6 \quad (10)$$

グループ 5 の条件：

ベース所得：

$$a_5 = (220L_3 - 180L_2 + 162L_1 - 81kL_1)/1210$$

$$+ 10(121L_4 - (220L_3 - 180L_2 + 162L_1 - 81kL_1))/(121 \times 55)$$

$$= (2420L_4 - 1980L_3 + 1620L_2 - 1458L_1 + 729kL_1)/(1210 \times 11)$$

グループ内の格差：

$$b_5 = (1331L_5 - (2420L_4 - 1980L_3 + 1620L_2 - 1458L_1 + 729kL_1))/(121 \times 11 \times 55)$$

$$b_5 > 0 \rightarrow 1331L_5 - (2420L_4 - 1980L_3 + 1620L_2 - 1458L_1 + 729kL_1) > 0$$

$$k < (1331L_5 - (2420L_4 - 1980L_3 + 1620L_2 - 1458L_1))/729L_1$$

$$< 1 + (1331L_5 - 2420L_4 + 1980L_3 - 1620L_2 + 729L_1)/729L_1$$

$$< 1 + 121(11L_5 - 20L_4 + 9L_3) + 81(11L_3 - 20L_2 + 9L_1)/729L_1$$

$$< 1 + (\text{正の数値})^7 \quad (11)$$

(6) ~ (11) は、各グループの間とそれぞれのグループ内における各所得（消費支出）階層間について述べた条件を満たす条件を示している。この 6 つの条件の内、(4)、(5) と (6) は、(1)、(2) と (3) に含まれているため、合理的なローレンツ曲線を導くための係数 k は次の不等式に集約される：

⁵ 利用した所得および消費支出のデータのすべては、すべての i の値(i= 2,3,4)に $L_{i+1} - L_i > (9/11)(L_i - L_{i-1})$ を示している。

⁶ 取り扱ったデータのすべてに $L_3 < 11L_2$ 。

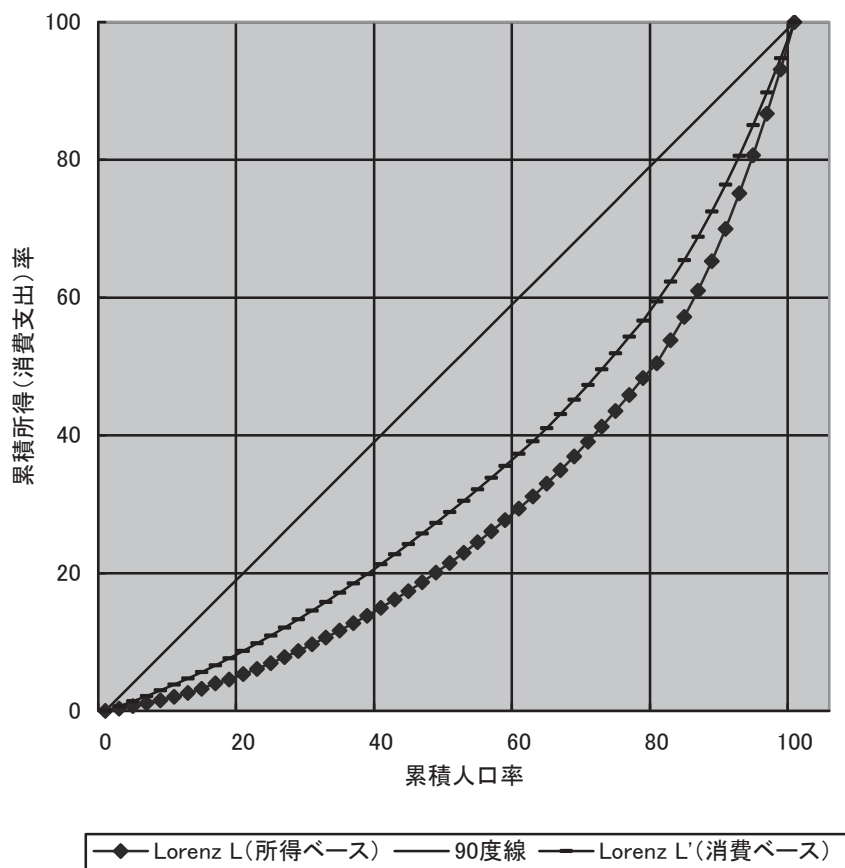
⁷ 脚注 1 を見よ。

2- $L_2/L_1 < k < 1$

なお、本文に示されているすべてのジニ係数は、 $k = ((2 \cdot L_2/L_1) + 1)/2$ の仮定に基づいて推計された。

図 2 は、上述の方法を用いて推計された 2010 年のローレンツ曲線を示している。述べた推計方法は、データとの整合性を保つ多くの方法の中の 1 つに過ぎないが、同図はその妥当性を裏付けているものと言えよう。

図2. ローレンツ曲線(全国、2010年)



【参考文献】

- Cao Thi Thanh Van and T. Akita. *Urban and Rural Dimension of Income Inequality in Vietnam*. International University of Japan, Economic Development & Policy Series EDP08-2:1-38(2008).
- Chen S., G. Datt and M. Ravallion. *Is Poverty Increasing in Developing Countries?* World Bank Policy Research Working Papers WPS 1146 (1993).
- Datt, G. *Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis*. FCND Discussion Paper No. 50 (International Food Policy Research Institute (Oct. 1998).
- Datt G. and M Ravallion. "Regional disparities, targeting, and poverty in India" in *Including the Poor*, ed. M. Lipton and J. van der Gang. Baltimore, Md. And London: Johns Hopkins University Press for the World Bank (1993).
- Dhongde S. *Spatial Decomposition of Poverty in India*, Department of Economics, University of California Riverside (mimeo, Feb. 2003)
- General Statistics Office, *Statistical Yearbook, 2006, 2010*. Hanoi: Statistical Publishing House (2006, 2010).
- General Statistics Office, Summary of Results of Household Living Standard Survey 2010 (website)
- General Statistics Office, *Monthly Statistical Information* (August, 2011)
- Glewwe P., M. Gragnolati and H. Zaman. *Who Gained from Vietnam's Boom in the 1990's?: Economic Development and Cultural Change* 50(4)773-792 (2002).
- Kakwani, N. and N. Podder. "On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations." *International Economics Review* 14: 137-148 (1973).
- Kakwani, N. "On Class of Poverty Measures," *Econometrica* 48(2):437-446 (1989)
- Le Thanh Nghiep. *Qua Trinh Phat Trien Kinh Te Viet Nam*. Ha Noi: Nha Xuat Ban Khoa Hoc & Ky Thuat (2006).
- Ravallion M. and S. Chen. "China's (uneven) progress against poverty." *Journal of Development Economics* 82:1-42 (2007).
- World Bank. *World Development Indicators, 2010*.
- 菊池正『ベトナムの不平等指数とその変化に関する分析：1993年、1998年』日本経済学会報告（2003年6月）
- 李実「経済成長と所得分配—中国の経験」『フィナンシャル・レビュー』2009年第4号（財務省財務総合政策研究所）
- レ・タン・ギエップ『ベトナム経済の発展過程』三恵社（2005年）

How does economic growth affect poverty and income distribution in Vietnam?

Le Thanh Nghiep

Abstract

This note presents some tentative results of an on-going research, aiming to shed light on the impacts of economic growth on the poverty rate and the pattern of income distribution in Vietnam since the end of the 1990's. The note first illustrated the positive impacts of economic growth on the country's general living standard and poverty level with some time-series indicators, including the poverty rate and the annual growth rate of per-capita income in the period 1990-2009. The note then proceeded to its main topic, effects of economic growth on income distribution, by applying a new estimation method (shown in the Appendix) to measure the Gini coefficients for the whole country, the urban areas, the rural areas as well as for each of the country's seven major regions. The Gini coefficients were computed on the basis of both per-capita income and per-capita consumption of five household groups classified in order of income level, using newly-published data for the period 2002-2010.

Following are the major fact-findings. First, like in most other developing countries, income distribution in Vietnam was found more even when considered in terms of consumption expenditure as compared to income. Second, the Gini coefficients for the whole country's households did not show clear upward trends, especially when computed on the consumption base. Third, however, the estimation results showed prominent differences between the urban sector and the rural sector, and between the high-income regions and the low-income regions. While the Gini coefficients of the urban sector and the high-income regions remained almost unchanged, those of the rural sector and the low-income regions showed upward trends, revealing signs of deterioration in income distribution in these regions. These findings carry both similarities and discrepancies with the results of previous studies on China and Vietnam.