Regression-Based Inequality Decomposition アプローチを用いたベトナムの不平等要因分解分析

Analysis of the Inequality in Vietnam Using a Regression-Based Inequality Decomposition Approach

栗　田　匡　相

The purpose of this paper is to analyze the structural transition of the income inequality in Vietnam, based on the regression-based inequality decomposition approach and the VHLSS household datasets. The estimation results suggest that the components of the educational attainment, engagement of agricultural production, and the income disparity across the states have relatively large effects on income inequality. In addition to that, we found that the effects of each component differ between the poorest region (the North-West region), and the richest region (the South-East region).

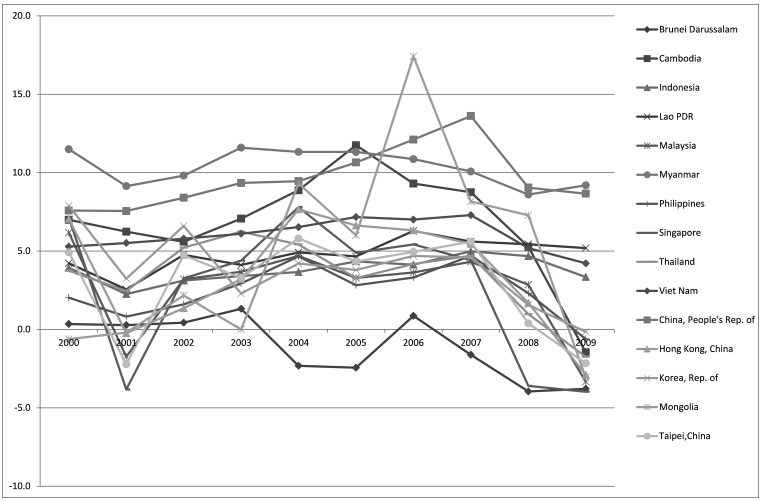
Kyosuke Kurita

JEL：I32, O15, O53
キーワード：ベトナム、ミクロ計量経済学、
VHLSS（Vietnam Household Living Standards Survey）、
regression-based inequality decomposition
Keywords：Vietnam, micro-econometrics,
VHLSS（Vietnam Household Living Standards Survey),
regression-based inequality decomposition

1. はじめに

1986 年の第六回党大会において、ベトナム共産党がドイモイ（刷新）という経済自由化に向けた改革路線をうちだしてから、おおよそ四半世紀の歳月が流れた。それ以降、ベトナムの実質経済成長率は 7%（1990〜2009 年）を超え、アジア地域における最も高い経済成長を遂げた国の一つとなった（表 1）。

図 1　アジア各国の実質経済成長率（2000 年代）



（出所：ADB（2011））

こうした長期間にわたる高度経済成長は、貧困削減にも多大な影響を及ぼし、貧困者比率は、1993 年の 58.1%から 2010 年には 10.7%までに減少した（表 2）。

他方、2002 年に 0.42 であったジニ係数（一人あたり所得）は、2010 年には 0.43 と、不平等度は全体として緩やかな上昇傾向にある（表 3）。低開発段階にあった国々が成長を遂げるにつれて、貧困指標が改善するのと同時に不平等度が上昇する現象は、一般的に観察される現象ではあるが、行き過ぎた不平等の拡大は、経済成長や貧困削減に悪影響を及ぼす可能性もあり[1)]、不平等の

1)　Pro-poor Growth の議論や経済成長と貧困削減、不平等の 3 者関係を議論した論考などが多

表 1　ベトナムの貧困者推移　（2002 年〜2008 年）

（単位：%）

	2002	2004	2006	2008	2010
全　体	28.9	19.5	16.0	14.5	10.7
都　市	6.6	3.6	3.9	3.3	5.1
農　村	35.6	25.0	20.4	18.7	13.2
紅河デルタ	22.4	12.1	8.8	8.1	6.4
東北部	38.4	29.4	25.0	24.3	22.5
北西部	68.0	58.6	49.0	45.7	
北中部	43.9	31.9	29.1	22.6	16.0
沿海南中部	25.2	19.0	12.6	13.7	
中部高原	51.8	33.1	28.6	24.1	17.1
東南部	10.6	5.4	5.8	3.5	1.3
メコンデルタ	23.4	19.5	10.3	12.3	8.9

（出所：ベトナム統計局 Website http://www.gso.gov.vn より）

表 2　ベトナムの不平等推移　（2002 年〜2008 年）

	2002	2004	2006	2008	2010
全　体	0.420	0.420	0.424	0.434	0.433
都　市	0.410	0.410	0.393	0.404	0.402
農　村	0.360	0.370	0.378	0.385	0.395
紅河デルタ	0.390	0.390	0.395	0.411	0.409
東北部	0.360	0.390	0.407	0.415	0.418
北西部	0.370	0.380	0.392	0.403	0.401
北中部	0.360	0.360	0.369	0.371	0.371
沿海南中部	0.350	0.370	0.373	0.380	0.393
中部高原	0.370	0.400	0.407	0.405	0.408
東南部	0.420	0.430	0.422	0.423	0.424
メコンデルタ	0.390	0.380	0.385	0.395	0.398

（出所：ベトナム統計局 Website http://www.gso.gov.vn より）

拡大を抑えつつ、貧困削減や経済成長を継続することが求められよう。このために、こうした不平等の拡大を引き起こす要因が何かを議論し、その拡大を抑止するような、政策、対応が求められる。

本稿では、こうした問題意識のもと、ベトナムの家計調査データを用い、最近よく使用されるようになった回帰分析型の不平等要因分解法（Regression-Based Inequality Decomposition Approach、以下 RBIDA）を用い、不平等拡大の

数有る。ベトナムの Pro-poor Growth 等の分析としては Bonschab and Klump（2007）や Fritzen（2002）などがあげられる。

要因について議論を行う。第 2 節では、先行研究のまとめをおこない、第 3 節では RBIDA についての解説を行う。第 4 節では、使用するデータと計量モデルの解説、第 5 節では分析結果の考察を行い、第 6 節で議論をまとめる。

2. 先行研究

不平等の拡大要因を議論する分析手法としては主に 4 つの手法が考えられる（Bigotta et al（2012)、栗田（2010））。1 つ目は、Blinder-Oaxaca 分解として知られるミンサー型の賃金関数をもとにした要因分解法である。

簡単に Blinder-Oaxaca 分解を紹介すると、以下のようになる。例えば男女間の賃金格差の要因分析を行うとする。男性の賃金（対数）を $\ln W_m$，女性の賃金（対数）を $\ln W_f$ とする。説明変数ベクトルをそれぞれ、X_m，X_f とするとき、男女の賃金関数は以下のように表現できる。

$$\ln W_m = X_m \beta_m + u_m$$

$$\ln W_f = X_f \beta_f + u_f$$

添え字、m, f はそれぞれ男性、女性を表す。さて、男女間格差を考える際には、これらの平均値をとって男性の賃金方程式から女性の式を引くことによって要因分析が可能となる。

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

誤差項は平均が 0 となるため上式からは消える。ここで右辺第一項が「属性に基づく格差」であり、第二項が「評価（差別）に基づく格差」となる。例えば仮に、男女間の賃金格差のほとんどが、属性に基づく格差（つまりは、女性が男性に比して平均的な教育水準等が低い）で説明されるのであれば、それらを改善する政策としては、男女の教育水準を改善するような教育改革が必要となるであろうし、逆に「評価に基づく格差」で説明される部分が多いのであれば、職場環境の改善や格差（差別）是正のための法整備などが求められるだろう。

Blinder-Oaxaca 分解は、上記のように二つのグループ間にある格差の要因を探る手法としては有効であるが、本稿の問題意識のように一国内での不平

等の拡大要因を議論するためには、他の手法を用いる必要があるだろう。ただし、農村間格差、地域間格差、男女格差のようにグループ間での格差要因分析には適した手法であり、多数の分析が行われている。ベトナムの分析としては、Takahashi（2007）では、ベトナムの家計調査データ（VLSS）の 1993 年と 1998 年のデータを用いて Blinder-Oaxaca 分解による分析を行った結果、教育等の人的資本投資における「評価に基づく格差」が地域間の格差を説明する主要因としてあげられることを述べている。また、この分解法を民族間格差の分析に使用した Van de Walle and Gunewardena（2001）、Pham and Barry（2007）や男女間格差の分析に応用した Liu（2004）や Pham and Reilly（2007）、Son（2010）などがある。こうした分析の中には、Blinder-Oaxaca 分解法を Quantile regression に併せてモデルを拡張している分析もある[2)]。

2 番目の手法は、サブグループ分解と呼ばれる分析である。この分析は、不平等を分析する対象となる集団を下位のサブグループ（居住地域の別や職種別、民族別グループ）に分解し、そのサブグループ内での格差拡大効果とサブグループ間での格差拡大効果の二つの効果に全体の不平等拡大を分解する方法である。こうした格差分解方法は、例えば都市-農村間における格差拡大が、一国の格差拡大にどれほどの影響力があるのかを分析するためには有用な方法である。このアプローチでは以下のようなエントロピー測度を用いた要因分解分析を行う。

$$E_\alpha = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\overline{y}}\right)^\alpha - 1\right]$$

ここで、α はエントロピー測度のパラメータで、パラメータ $\alpha = 1$ のエントロピー測度はタイル指標と呼ばれ、サブグループ分解分析によく用いられる。n はサンプル数、y は所得、あるいは消費額を表す。ここで、サンプル全体が複数のサブグループ（$j = 1, 2, \ldots, k$）に分類し、そのサブグループ内のサンプルのみで計測したエントロピー測度を E_j とすると、全体のエントロピー測度

2) なお、更なる厳密な比較のために、比較する二つのグループの経験分布を標本データから作成し、比較を行うような分析もある。詳しくは Machado and Mata（2005）栗田（2010）を参照されたい。

（E_{total}）は以下のようなサブグループに分解可能であることが知られている。

$$E_{total} = E_{between} + E_{within}$$

$$E_{between} = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha}\left[\sum_{j=1}^{k} p_j \left(\frac{\overline{y}_j}{\overline{y}}\right)^{\alpha} - 1\right]$$

$$E_{within} = g_j^{\alpha} p_j^{1-\alpha} \cdot E_j$$

ただし、

$$\sum_{j=1}^{k} g_j = 1, \sum_{j=1}^{k} p_j = 1$$

g_j は、サンプル全体の総所得（消費）に占めるサブグループ j の所得（消費）比率で、p_j は全体のサンプル数に占めるサブグループ j の人口比率。よって $E_{between}$ は、サブグループ間のエントロピー測度、E_{within} は、サブグループ内エントロピー測度となり、$E_{between}/E_{total}$ は総不平等に対するサブグループ間の不平等度寄与分、E_{within}/E_{total} は総不平等に対するサブグループ内の不平等度寄与分と解釈することが出来る。

このサブグループ分解法は、分析対象とすべきサブグループが既に決定しており、それらサブグループ内外の変動が全体の不平等拡大に大きな影響力がある場合などには、非常に有用な分析手法となる。ベトナムの分析は数が多いわけでは無いが、例えば、Between group Inequality の推計を改良した Elbers et al（2005）の中で議論されている。

3 番目の手法は、全体の所得を、それぞれの源泉（賃金、自営所得、年金、送金など）に分類し、それらの変動が所得全体の不平等にどの程度寄与するのかを分解する手法である。これは寄与度分解法と呼ばれる手法であり、例えば、経済成長につれて世帯所得全体に占める賃金の割合が増えることが（例えば、農業などの自営業から工場労働などの賃労働者が増えるケース）、全体の所得不平等にどの程度影響を与えているのかを分析することが可能となる。ベトナムの分析としては、Gallup（2002）の分析があげられる。

こうした手法は、分析の簡便さ等もあり、ベトナムのみならず広く行われてきたが、例えば、不平等拡大の要因として、教育の格差、職業の差異、年齢、

性別といった様々なものが考えられ、かつ一国全体の不平等の要因分析を行いたい場合は、上記のような分析手法では限界がある。こうした問題点を克服した分解分析手法が RBIDA である。次節では、RBIDA について解説を行う。

3. Regression-Based Inequality Decomposition Approach について

Morduch and Sicular（2002）では、RBIDA の利点として以下の 3 点を挙げている。一つ目は、不平等に対する回帰分析の説明変数それぞれの寄与度を計算できるという点、二つ目は、様々な不平等指標に利用できるという点、3 点目は、回帰分析における標準誤差や信頼区間の推定を不平等のそれぞれの要因（説明変数）に対しても簡便に利用できる点、である。

Shorrocks（1982）は、所得の不平等指標が、所得の加重平均和として表現できることを示した。

$$I(\mathbf{y}) = \sum_{i=1}^{n} a_i(\mathbf{y}) y_i \tag{3-1}$$

ここで、y_i はある個人（世帯）i の所得であり、n は母集団全体の個人（世帯）の数、また、$a_i(\mathbf{y})$ は、ウェイトとなる。ここで y_i は、それぞれ K 個の所得の源泉 y_i^k の和として表現できる。

$$y_i = \sum_{k=1}^{K} y_i^k \tag{3-2}$$

よって、所得源泉 k の変動が全体の不平等に寄与する割合は、以下のように記述できる。

$$s^k := \frac{\sum_{i=1}^{n} a_i(\mathbf{y}) y_i^k}{I(\mathbf{y})} \tag{3-3}$$

Morduch and Sicular（2002）では、この要因分解法をベースに、以下のような RBIDA を考案した。まず、説明変数ベクトルを X、非説明変数ベクトルを y とすると、以下のような回帰式が得られる。

$$\mathrm{y} = \mathrm{X}\beta + \varepsilon \tag{3-4}$$

ここで、β はパラメータベクトル、ε は、攪乱項となる。この回帰式を推計すると以下のような回帰直線を得ることが出来る。

$$y_i = \sum_{m=1}^{M} \hat{\beta}_m x_i^m + \hat{\varepsilon}_i \tag{3-5}$$

この $\hat{\beta}_m$ と $\hat{\varepsilon}_i$ は、それぞれパラメータの推定値と残差項となる。この 3-5 式と 3-3 式から以下のような寄与度の計算が可能となる。

$$s^m := \hat{\beta}_m \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} a_i(\mathbf{y}) x_i^m}{I(\mathbf{y})} \right) \tag{3-6}$$

この要因分解を用いれば、回帰分析で用いる説明変数ベクトルごとの寄与度を計算することが可能となる。この手法を用いた要因分解分析は最近盛んに行われているが（アジア各国の分析としては、例えば、中国の分析 Morduch and Sicular（2002）、Wan and Zou（2005）、インドの分析：Bigotta et al（2012）、韓国の分析：Arayama et al（2006）などがある）ベトナムの世帯データを用いた分析は少なく、また最新の世帯調査データを用いた分析は管見の限り見当たらないこともあり、本稿では、最新の世帯調査を使用し、この要因分解法に基づいて、回帰分析の説明変数ごとの寄与度分解を行う。

4. データと計量モデル

本稿で用いるデータは Vietnam Household Living Standard Survey（以降 VHLSS）の世帯調査ミクロデータである。世帯所得、世帯消費額、家計人員数、教育水準、職業とおいった世帯、世帯人員属性について広範に調査を行っている。使用する年度は 2002 年と 2008 年で、サンプル数は 23410 世帯（2002 年）、35713 世帯（2008 年）となっている。

推定のモデルは先行研究を参考に、被説明変数を一人あたり世帯所得の対数値とする。説明変数として、農業従事（世帯主）ダミー、キン族ダミー、世帯主年齢、世帯主年齢 2 乗、世帯主就学年数、世帯人員数、省ダミー、を使用している。基本統計量は表 4 の通り。

表 3：基本統計量

2002 年データ

変　数　名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
一人あたり世帯所得（対数）	23410	8.680	0.798	5.838	14.453
世帯人員数	23410	4.549	1.597	1	10
年　　齢	23410	42.473	9.752	17	65
教 育 年 数	23410	7.218	3.464	0	12

	サンプル数	Yes	No
農業従事ダミー	23410	0.546	0.454
キン族ダミー	23410	0.842	0.158

2008 年データ

変　数　名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
一人あたり世帯所得（対数）	35713	9.127	0.733	5.871	13.360
世帯人員数	35713	4.265	1.501	1	10
年　　齢	35713	45.251	9.187	16	65
教 育 年 数	35713	7.518	3.465	0	12

	サンプル数	Yes	No
農業従事ダミー	35713	0.500	0.500
キン族ダミー	35713	0.827	0.173

5. 分析の結果と考察

分析の結果は、以下の通りである（表 4）。上段の表が OLS による分析結果で、下段が寄与度分解を行った結果である。

OLS の結果では、予想通りの符号が得られた。また、全ての変数において統計的に有意な結果が得られ、かつ 2002 年から 2008 年まで、それほど大きな変化が生じていないことが理解出来る。

それでは、寄与度別の結果を見てみる。相対的に大きなシェアを見せるのが、「農業ダミー」、「就学年数」、「省効果」などである。こうした変数は、2002 年から 2008 年にかけて、寄与率を上昇させている。とりわけ、「就学年数」や「省効果」の上昇幅が大きく、全体の不平等に占める各変数の寄与率が上昇していることを示唆している。

農業ダミーは、OLS の結果からかなり大きな負の効果を有していることがわかる。経済発展に従って、農村部でも非農業就業機会の拡大が生じ、賃金収入機会が拡大する。また都市部への出稼ぎが増加し、送金による世帯所得の上

表 4：OLS 結果

2002 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.0892***
農業ダミー	−0.2644***
キン族ダミー	0.2838***
年　齢	0.0261***
年齢 2 乗	−0.0002***
教育年数	0.0614***
定数項	8.0816***
サンプル数	23410
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.3163

2008 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.0882***
農業ダミー	−0.2743***
キン族ダミー	0.2451***
年　齢	0.0266***
年齢 2 乗	−0.0002***
教育年数	0.0628***
定数項	8.4729***
サンプル数	35713
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.4002

1）省ダミーは数が多いため、掲載を省略している。
2）***1% の有意水準

Regression-based Inequality Decomposition の結果

2002 年の結果

変　数	%
残差項	68.37
世帯人員	4.26
農業ダミー	5.39
キン族ダミー	3.88
年　齢	2.93
年齢 2 乗	−1.49
教育年数	8.44
省効果	8.22
全　体	100

2008 年の結果

変　数	%
残差項	59.87
世帯人員	4.54
農業ダミー	6.73
キン族ダミー	4.20
年　齢	4.57
年齢 2 乗	−2.34
教育年数	11.17
省効果	11.26
全　体	100

昇など、世帯所得の源泉が多様化するなどの現象が起きる（世界銀行（2008））。逆に言えば、農業のみに収入を依存している世帯とそうでない世帯の間に大きな格差が生じ始めている可能性を示唆しているといえよう。

教育年数の上昇は、OLS の結果から一人あたり世帯所得の上昇につながることが確認できるが、同時に 2008 年における不平等の要因の 11%程度は就学年数によって説明される。こうした就学年数効果の上昇も、経済発展に伴って生じる現象と理解出来る。

省効果も上昇しており、表 1〜3 からも理解出来るように、豊かな地域とそうでない地域との間で格差の拡大が生じている可能性を指摘できる。

こうした結果を受け、最も豊かな南東部と最も貧しい西北部の分析結果を比較したのが次の表 5 と表 6 である。

この結果から、最も貧しい西北部地域（表 5）では、不平等要因の 17%が農業生産に従事しているかどうかの農業ダミーによって説明されていることがわかる。また教育年数の割合も全体の結果（表 4）に比して高い。次に最も豊かな南東部地域（表 6）では、農業ダミーの寄与度は少なく、また減少している（2002 年：3.66%→ 2008 年：2.46%）。一方で教育年数の寄与度は高く、上昇している（2002 年：8.96%→ 2008 年 12.75%）。更にいえば、省効果を除いた変数の中では、教育年数が突出して高い寄与度を示している。

表 5：OLS 結果　（North West）

2002 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.1018 ***
農業ダミー	−0.2987 ***
キン族ダミー	0.4040 ***
年　齢	0.0361 ***
年齢 2 乗	−0.0003 **
教育年数	0.0554 ***
定数項	7.7353 ***
サンプル数	899
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.4292

2008 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.0926 ***
農業ダミー	−0.4833 ***
キン族ダミー	0.3759 ***
年　齢	0.0220 **
年齢 2 乗	−0.0001
教育年数	0.0375 ***
定数項	8.5314 ***
サンプル数	1889
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.5433

1）省ダミーは数が多いため、掲載を省略している。
2）***1% の有意水準

Regression-based Inequality Decomposition の結果

2002 年の結果

変　数	%
残差項	56.57
世帯人員	9.55
農業ダミー	7.41
キン族ダミー	12.33
年　齢	6.52
年齢 2 乗	−4.28
教育年数	12.83
省効果	−0.92
全　体	100

2008 年の結果

変　数	%
残差項	43.79
世帯人員	10.68
農業ダミー	17.39
キン族ダミー	11.11
年　齢	7.50
年齢 2 乗	−4.13
教育年数	14.31
省効果	−0.65
全　体	100

表 6：OLS 結果　（South East）

2002 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.0796 ***
農業ダミー	−0.2049 ***
キン族ダミー	0.1989 ***
年　齢	0.0352 ***
年齢 2 乗	−0.0003 **
教育年数	0.0578 ***
定数項	7.3605 ***
サンプル数	2720
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.2910

2008 年の結果

変数名	係　数
世帯人員	−0.0866 ***
農業ダミー	−0.1322 ***
キン族ダミー	0.1990 ***
年　齢	0.0178 **
年齢 2 乗	−0.0001
教育年数	0.0571 ***
定数項	8.4736 ***
サンプル数	1889
Prob>F	0.000
修正済み R^2	0.5433

1）省ダミーは数が多いため、掲載を省略している。
2）***1% の有意水準

Regression-based Inequality Decomposition の結果

2002 年の結果

変　数	%
残差項	70.56
世帯人員	3.68
農業ダミー	3.66
キン族ダミー	0.95
年　齢	3.09
年齢 2 乗	−1.86
教育年数	8.96
省効果	10.95
全　体	100

2008 年の結果

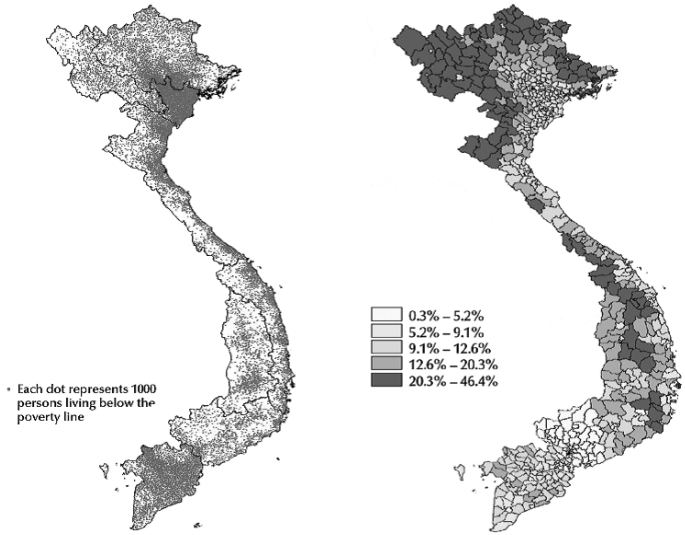
変　数	%
残差項	61.79
世帯人員	5.17
農業ダミー	2.46
キン族ダミー	1.31
年　齢	0.29
年齢 2 乗	−0.19
教育年数	12.75
省効果	16.42
全　体	100

西北部は、山間の地域であり人口密度は低く、農業が主たる生産活動（8 割以上が農業生産活動に従事）である（図 2）。

このため、農業ダミーの寄与度が相対的に大きくなったと考えられる。一方、南東部地域は、ベトナム南部最大の都市ホーチミン市を抱え、そのほかにも日系企業が多く進出しているビンズオン省などがあり、仮に農村部で暮らしていたとしても出稼ぎの機会などにが豊富にあり、世帯所得の多様化をはかりやすい傾向がある。こうした状況をうけて、農業ダミーの寄与度は相対的に小さく、教育年数の寄与度が高くなったと理解出来よう。

しかし、こうした結果は、産業構造の変化が一国内で異なるという事実を

図 2　2002 年におけるベトナムの人口密度（左図）と貧困者比率（右図））

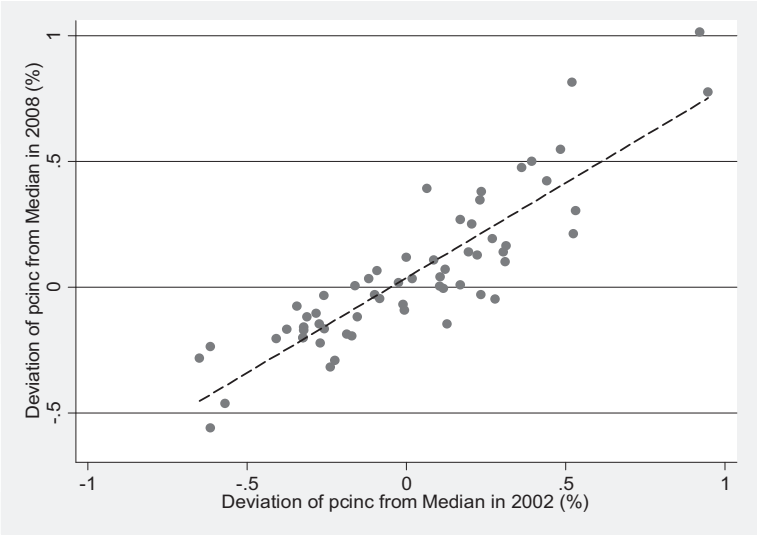


（出所：Swinkles and Turk（2007））

示している。遅れた地域が進んだ地域に順調にキャッチアップできれば問題は無いのかもしれないが、地域間の格差が固定化されるようなケースも考えられる。とりわけ、昨今のアジア諸国の経済発展のパターンは、外資導入による輸出主導型の成長である。ベトナムもこのケースに合致するが、こうした成長の背景には、途上国の安価な賃金や税制面での工場立地に関する税制面での優遇策を求めて進出してくる外資系企業が存在し、またそうした制度的な条件の下で成立しうる労働集約型の製造業発展がある。こうした発展を続けると、いわゆる中進国の罠として知られる状況に陥り、一国内での格差の固定化（工業団地などがある地域のみが一局集中して発展する地域集中型の発展）と産業構造高度化の停滞が生じる可能性もある。

こうした地域間の格差固定化について、簡単な検証を行ったのが図 2 である。これは省別のデータ（63 の省）を用い、横軸に 2002 年時における一人あたり省別所得平均値とメディアン（省別で計算）との偏差（%）をとり、縦軸

図 3　省間格差の固定化　2002-2008 年



に一人あたり省別所得平均値とメディアンとの偏差をとった。

仮に各省の相対的な所得順位が 2002 年から 2008 年にかけて変動していないのであれば（省間格差の固定化）、この図は 45 度線に近い関係を描くことが出来る。図 2 は、まさにそのような関係が生じていることを示しており、2002 年時に相対的に省平均所得が低い省は 2008 年時においても低いままという省間格差の固定化を示していることになる。

教育水準の上昇や産業構造の変化は、無論、平均的な所得平均の成長には、正の効果を持つが、こうした要素の変化は同時に不平等の変化を引き起こす誘因としても相対的に大きな要素となる。それ故に、経済成長と不平等の拡大が同時に進行するケースが多く観察されることになるのだろう。しかし、未だ北西部では 40%以上が貧困ライン以下の生活を送っている中で、格差の固定化が進んでいることは、留意すべきであろう。

6. おわりに

本稿では、ベトナムの家計調査データ 2002 年、2008 年のデータを用い、Regression-based Inequality Decomposition 法に基づく一人あたり所得不平等の要因分解分析を行った。分析の結果からは、農業生産への従事、教育年数の高低、省ごとの格差、などが不平等の要因として大きいことがわかった。また、最も貧しい西北部と最も豊かな南東部では、不平等に対する各要因の影響の程度が異なることがわかった。これは、産業構造の変化が遅れた地域と進んでいる地域とが混在していることを示している。図 2 の分析からは、省間格差の固定化が進んでいる可能性を指摘したが、こうした格差の固定化などが進まないように、地域的な格差の是正と、他方で産業構造の高度化という二つの命題を同時に解いていくための方策が望まれる。

参考文献

Arayama, Yuko, Kim, Jong Moo., and Ayal Kimhi.（2006）“Determinants of Income Inequality among Korean Farm Households,” *Center for Economic Research Discussion Paper*, No. 161, School of Economics, Nagoya University. November .

Asian Development Bank, 2011. *Key Indicators for Asia and the Pacific*, Asian Development Bank.

Bigotta, Maurizio., Krishnakumar, Jaya. and Uma Rani,（2012）“Further theoretical results on the regression-based approach to inequality decomposition and application to India,” Research Papers by the Department of Economics, University of Geneva 12072, Département des Sciences Économiques, Université de Genève.

Bonschab, Thomas. and Klumpin, Rainer.（2007）, “Pro-Poor Growth in Vietnam: Explaining the Spatial Differences,” in Grimm, Michael, Klasen, Stephan, and McKay, Andrew, *Determinants of Pro-Poor Growth : Analytical Issues and Findings from Country Cases*, Palgrave Macmillan.

Elbers, Chris., Lanjouw, Peter., Mistiaen, Johan A., and Ozler, Berk.（2005）“Re-interpreting sub-group inequality decompositions,” *Policy Research Working Paper Series* 3687, The World Bank.

Fritzen, Scott. (2002) “Growth, inequality and the future of poverty reduction in Vietnam,” *Journal of Asian Economics*, vol. 13, issue 5, pages 635-657.

Gallup, John Luke. (2002) “The Wage Labor Market and Inequality in Vietnam in the 1990s,” *World Bank Policy Research Working Paper* 2896, September 2002

General Statistics Office, 2011, *Result of the Vietnam Household living standards survey 2010*, General Statistics Office.

栗田匡相.2010.「都市農村間格差問題へのミクロ計量経済学アプローチ」北村行伸編著『応用ミクロ計量経済学』日本評論社　所収

Liu, Amy Y.C. (2004), “Gender wage gap in Vietnam: 1993 to 1998,” *Journal of Comparative Economics*, Volume 32, Issue 3, September 2004, Pages 586-596

Mata, José and Machado, José A. F. (2005) “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression,” *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 20(4), p.445-465.

Morduch, Jonathan and Sicular, Terry (2002) “Rethinking inequality decomposition with evidence from rural China, *The Economic Journal*, vol.112, p.93-106.

Pham, Hung Thai and Reilly, Barry. (2007), “The gender pay gap in Vietnam, 1993-2002: A quantile regression approach,” Journal of Asian Economics, 2007, vol. 18, issue 5, p.775-808.

Shorrocks, Anthony F. (1983). “The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes.” *Quarterly Journal of Economics* 98: p.311-326.

Son, Hyun H. (2007) “Occupational Segregation and Gender Discrimination in Labor Markets: Thailand and Viet Nam,” *ERD Working Paper Series* No. 108, Asian Development Bank.

Swinkels, R. and Turk, C. (2007) “Poverty mapping: Experience from Vietnam.” in: Coudouel, A. and Bedi, T. eds. *More than a pretty picture: Using poverty maps to design better policies and interventions*. World Bank Publications, Washington DC.

Takahashi Kazushi, (2007) “Sources of Regional Income Disparity in Rural Vietnam: Oaxaca-Blinder Decomposition,” *IDE Discussion Papers* No.095.

van de Walle, Dominique & Gunewardena, Dileni, 2001. “Sources of ethnic inequality in Viet Nam,” *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 65(1), p.177-207.

Wan, Guanghua; Zhou, Zhangyue, 2005, Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data, *Review of Development Economics*, Volume 9, Issue 1, p.107-120.

World Bank, 2008. *Agriculture for Development*, World Bank.

ベトナム統計局 Website http://www.gso.gov.vn