

チリにおける1990年以降の貿易自由化政策と賃金格差*

村上善道⁺

要旨

本稿は、チリにおける1990年以降の主要な貿易自由化政策である特惠貿易協定の発効による実行関税率の減少が、賃金格差にどのような影響を与えているのかを、全国を対象とした家計調査データ(CASEN)を用いて実証的に分析することを試みるものである。本稿の分析の結果、2000年以降、高学歴労働者の賃金プレミアムが低下傾向にあり、高学歴労働者と低学歴労働者間の賃金格差が縮小したことが確かめられた。その上で、高学歴労働者の賃金プレミアムの低下に、実行関税率が産業賃金プレミアムに与えた影響を通して寄与したかを分析したが、分析対象当初とした2000年において産業賃金プレミアムが低い産業程、有意により大きな実行関税率の減少を経験した傾向にあることは確認できず、また産業賃金プレミアムに対して、実行関税率は有意な変数とはならず、実行関税率が産業賃金プレミアムに与えた影響を通して、賃金格差の縮小に寄与したことは確認できなかった。

Key Words: チリ、実行関税率、産業賃金プレミアム、賃金格差

1、背景と目的

ラテンアメリカ諸国において、主に1980年以降から、過去30年間に行われてきた貿易自由化をはじめとする経済自由化政策が、賃金格差にどのような影響をおよぼしたのかということに関して、多くの実証研究が行われてきた。その結果は、いくつかの例外を除いて、貿易自由化は賃金格差を拡大させたというものであったとされる¹。

この一見すると、伝統的な貿易自由化命題であるヘクシャー＝オリン＝サミュエルソン(HOS)定理の予想に反する結果に対して²、ラテンアメリカ諸国を含む途上国を対象とした多くの実証研究の結果をもとに、包括的な議論を提供している Goldberg and Pavcnic (2007) は以下の2点を主な要因として指摘している。第一は産業間の要因に着目するものであり、貿易自由化以前に保護されていたのは、実は比較優位財である非技能労働者集約的な産業であり、それらの産業が最も大きな関税率の減少を経験したために、賃金格差が拡大したことはむしろストルパー＝サミュエルソン効果の予測に適合するものであるとするものである。第二は、産業内の要因に着目するものであり、貿易自由化のもたらす競争や技能労働者と補完的な中間財が安価になったことなどにより、すべての産業内で技能労働者への需要の増加が高まるような技能偏向的技術変化(skill-biased technological change、以下SBTCと表記)がおきたことが、賃金格差の拡大をもたらしたとしている。

しかしながら、本稿は Giordano and Florez (2009) や Goldberg and Pavcnic (2007) が参照している先行研究の結果に関して以下の2点に関して留意する必要があると考える。第一は、それらの先行研究が、輸入代替工業化政策から貿易自由化政策への転換を中心とする、初期の経済自由化政策期を分析の対象として含めるか、または分析の中心としていることである。これらの時期においては、輸入代替工業化政策のもとで関税ないし非関税障壁によって保護されていた、例えば典型的には紡織業、被服製造業などの非技能労働者集約的な

製造業の労働者が損失を被り、また急激な競争圧力に対処するために、全産業内で SBTC がおきたことは事実であろう。しかし、初期の大きな調整コストを伴う経済自由化政策への転換期と、ある程度の期間を経て経済自由化政策が定着した時期においては、それらのもたらす影響は異なる可能性があるのではないかと考えられる。加えて、経済自由化政策への転換期においては、資本自由化、金融自由化、広範な民営化、労働市場の自由化などの政策改革が同時に実施され、貿易自由化だけの影響を識別することも困難であるといえる³。

第二は、それらの先行研究のほとんどが分析の対象としているのは、貿易財セクターのうち製造業のみであるか、データ自体が都市部のみしか対象にしておらず⁴、ラテンアメリカ諸国が比較優位を持つと考えられる農林水産業、鉱業などの一次産品関連産業は分析の対象となっていないことである。例えばコロンビアを対象とした Attanasio *et al.* (2004) やメキシコを対象とした Hanson and Harrison (1999)、Feliciano (2001) はいずれも貿易自由化開始時点に高い関税で保護されていたのは、比較優位財である非技能労働者集約的な産業であることを示しているが、ここで分析の対象となっているのは製造業のみである。一般に輸入代替工業化政策期に採用されていた様々な介入的政策は農産物輸出への課税、割高な為替レートなど、農業部門を不利化する政策であり、もし分析対象を一次産品部門も含めるならば、貿易自由化以前の保護パターンと技能集約度の関係は変りうるということが考えられる。加えて、ラテンアメリカ諸国において、経済自由化政策の導入以降、一次産品部門の競争力は大きく改善し、一次産品輸出が大きく伸長していることをも考慮すれば⁵、一次産品部門を分析の対象から外した研究は、貿易自由化と賃金格差の関係を分析する上で適切とはいえないであろう。

これらの留意点を問題背景としたとき、1990年代以降のチリはきわめて興味深い事例を提供している。第一に、ラテンアメリカ諸国において最も早く 1974 年より経済自由化政策を導入したチリは、この時期においては既に主要な政策改革を終了し、他のラテンアメリカ諸国とは異なり、経済状況が一貫して安定している。特に貿易政策に関しては、第 3 章において詳述するように、この時期のチリは、二国間または域内で互恵的に貿易自由化を行うための特惠貿易協定 (preferential trade agreements、以下 PTAs と表記) を通して貿易自由化政策にコミットしてきた。第二に、同時期のチリが従来 of 輸出品目である銅に加え、製材、フルーツ、魚、ワインといった一次産品輸出に主導された経済成長のラテンアメリカ諸国における最も成功した例としてみなされていることである。それらの意味で、チリは経済自由化政策が定着した時期に、一次産品部門を含む全貿易財セクターを分析の対象とした場合に、貿易自由化政策が、従来主張されてきたものとは異なる結果をもたらしたかを分析することにおいて最適な事例であるといえる。

ところで、貿易自由化が賃金格差にどのような影響を与えるのかということに関する実証研究において、様々な方法論が考えられるが、本稿は貿易自由化の指標として関税率を用い、関税率が産業賃金プレミアムに与えた影響に着目して分析を行う。産業賃金プレミアムとは、「労働者の観察可能な属性では説明されないが、雇用される産業によって説明される賃金部分」と定義され⁶、これは各産業の平均的賃金からの乖離である相対賃金として解釈することが可能である。次章で詳述するように、分析期間中の各産業の関税率の減少と貿易自由化開始時点の産業賃金プレミアムおよび技能集約度に関連があり、かつ産業

賃金プレミアムと関税率の間に有意な関係が存在することが実証されるならば、関税率と賃金格差との関係を示すことができる。加えて、この方法が本稿にとって有益な点は、産業賃金プレミアムが存在するという事は産業間の労働移動の不完全性を前提としていることである。前述のように本稿は製造業部門だけでなく、一次産品部門も分析の対象とするが、移動不可能要素である土地と補完的であると考えられる一次産品部門の労働者は、より産業間の労働移動が不完全であると考えるのが自然であり、その意味において、産業賃金プレミアムを通して貿易自由化と賃金格差との関係を分析することは妥当な方法論と考えられるであろう。

以上より、本稿の目的は、1990年以降のチリを事例として、初期の改革が終了した経済自由化政策の定着期において、一次産品関連を含む全貿易財部門を分析の対象とした場合に、貿易自由化政策が、従来主張されてきたものとは異なる結果をもたらしたかを、産業賃金プレミアムに着目して、チリ全国を対象とした家計調査データ *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)* および PTAs の発効によって適用される実行関税率 (applied tariff rates) を用いて分析することにある。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では本稿が方法論として参照する先行研究に関する紹介するとともに、チリにおける貿易自由化と賃金格差に関して分析した先行研究を批判的に検討する。第3章では、同期間におけるチリの貿易自由化政策の概観が述べられ、貿易自由化政策の指標として用いられる実行関税率について説明がなされる。第4章では、本稿が用いる家計調査データについて説明され、第一段階の推定である、技能労働者の賃金プレミアム、産業賃金プレミアムが推定される。第5章では、貿易自由化政策と賃金格差との関係を分析するため、第二段階の推定として、産業賃金プレミアムと関税率の関税率の関係に関する計量的分析が行われる。第6章において結論と今後の課題が述べられる。

2、先行研究の紹介と検討

ラテンアメリカ諸国を対象に、貿易自由化の指標として関税率を用い、関税率が産業賃金プレミアムを通じた影響を通して、貿易自由化が賃金格差の拡大に与えた影響の分析を試みた研究として、1986年から1990年のメキシコを対象にした Feliciano (2001)、1986年から1998年のコロンビアを対象にした Attanasio *et al.* (2004)、1987年から1998年のブラジルを対象にした Pavcnik *et al.* (2004)があげられる。

これらの先行研究は、いずれも第一段階で、家計調査データを用いて賃金関数から産業賃金プレミアムを推定し、第二段階でそれらを被説明変数として、関税率を含む貿易関係の指標で回帰するものである。産業賃金プレミアムの定義は前述通りであり、これは賃金関数における産業ダミーの係数で把握する。第1章において指摘した通り、これらの先行研究は、各国における貿易自由化政策の導入期を対象期間とし、製造業部門のみを対象としているという共通点があるが、貿易自由化と賃金格差の分析に関する手法としては有用なものを提供しているとか考える。以下ではこれらの先行研究の手法を本稿が援用する理由を述べる。

第一に、本稿が関税率を貿易自由化の主要な指標としてみる理由は以下の通りである。例えば貿易量 (GDP に占める輸出額、輸入額比率) なども頻繁に用いられる貿易自由化の主要な指標であるが、本稿が関税率を主要な変数とみる理由は基本的には Goldberg and

Pavcnik (2007)および Rodriguez and Rodrik (2001)の指摘するところによる。即ち、貿易量は輸送コスト、為替レートなど貿易政策と直接関係のない要因によっても決まると同時に、被説明変数として賃金を用いる場合は内生変数である可能性が高いために、必ずしも開放度指標として適切ではない。その意味で、Rodriguez and Rodrik (2001)は関税および輸入割当、輸入ライセンスなどの非関税障壁に基づく指標が最も開放度指標として適切であるとすがるが、チリの場合はピノチェ政権による1974年からの劇的な貿易自由化政策により、非関税障壁の多くが撤廃されると同時に、1990年以降に関しては次章の3章で述べるようにPTAsの発効に伴い、さらに非関税障壁の撤廃が進んだため、1990年以降のチリに関して非関税障壁は事実上存在せず、結局、関税率が最も適切な開放度指標であるといえる。貿易自由化の指標として関税率を用いることはこのような利点があるが、Pavcnik *et al.* (2004)が指摘するように、ラテンアメリカ諸国を対象に、関税率を用いて貿易自由化と賃金格差の関係を実証した研究は少ない。

第二に産業賃金プレミアムに着目することで、貿易自由化が産業間に与える違いを通して、貿易自由化と賃金格差との関係を実証的に分析することができる。Feliciano (2001)、Attanasio *et al.* (2004)、Pavcnik *et al.* (2004)らが産業賃金プレミアムを通して関税率が賃金格差の拡大に与えた影響の実証を試みた手法を本稿としてまとめるならば以下になる。①第一段階の推定で賃金関数から産業賃金プレミアムを推定しその有意性を確認する。②産業賃金プレミアムが低い産業程、非熟練労働者の雇用者比率が高いことを確認する⁷。③分析対象当初において非熟練労働者の雇用者比率が高く、即ち②からもともと産業賃金プレミアムが低い産業程、より大きな関税率の減少を経験したことを確認する⁸。④第二段階の推定で産業賃金プレミアムに対して、関税率が正で有意である、即ち関税率が低下すると産業賃金プレミアムが低下することを実証する。⑤以上の①から④が成立しているならば、もともと非熟練労働者の雇用者比率が高くかつ相対賃金が低い産業が、より大きな関税率の減少を経験することによって、それらの産業の相対賃金は一層低下し、全体としても賃金格差が拡大することになる⁹。

これに関する結果として、Attanasio *et al.* (2004)は①から④に関してすべて成立しているとしており、関税率の低下が当初においてより産業賃金プレミアムの低い産業の相対賃金をさらに低下させたことを通して、貿易自由化が賃金格差の拡大に寄与したとしている。Feliciano (2001)、Pavcnik *et al.* (2004)では④即ち関税率と産業賃金プレミアムに有意な関係は存在しなかったが、Feliciano (2001)は輸入ライセンス率が正で有意であり、輸入ライセンスの低下が賃金格差の拡大に寄与したとしている。

ところで、前述したように、貿易自由化と賃金格差というテーマに関して、チリはきわめて興味深い事例を提供しうると考えられるが、チリに関して実証的な分析を行ったものはデータの制約もあり極めて少ない。Giordano and Florez (2009)が参照しているのも、貿易自由化に関して直接的に扱っているものは、Beyer *et al.* (1999)のみである。Beyer *et al.* (1999)は、1960年から1996年を対象とした時系列分析から、GDPに占める貿易量比率を貿易自由化（開放度）の指標、賃金関数から推定した高学歴労働者と低学歴労働者の賃金プレミアムの差を賃金格差の指標として、貿易自由化が賃金格差を拡大させたことを示している。しかしこの研究に関しては既に指摘した通り、開放度の指標として貿易量を用いている問題が指摘されうるとともに、結果の解釈に関して大きな問題がある。Beyer *et al.*

(1999) は、その結果の要因として、経済自由化以降に SBTC が起きたことを指摘するとともに、1970 年代後半以降に輸出の伸張した一次産品部門が、熟練労働者集約的であるならば、この結果は HOS の理論的枠組みと適合的であるとしている。しかし SBTC はともかく、後者の解釈は明らかに適切ではないと考えられる。というのは、Beyer *et al.* (1999) が用いているのは首都サンチャゴのみを対象とした家計調査データであり、このデータでは一次産品部門（農林水産業、鉱業）の就業者は 2% 程度に過ぎないからである。従って、このデータを用いる限り、そのような解釈は成り立たず、その解釈を正当化するには一次産品部門（農林水産業、鉱業）の就業者を含む全国の家計調査データで分析することが必要である。その他の先行研究としては、Robbins (1994) は 1975 年から 1990 年を対象に、同じく首都サンチャゴのみを対象としたデータを用いて労働需要変化を産業内と産業間で分解する手法から、SBTC が熟練、非熟練間の賃金格差を拡大させたとする。

以上のようにチリを対象とした先行研究では、経済自由化政策への転換期を主要な分析時期とし、都市部のみを対象にして SBTC によって賃金格差が拡大したとするものであり、経済自由化政策の定着期や一次産品部門を含む全国を対象とした研究はなく、また貿易自由化に関する指標として関税率を用いた研究も管見では存在しない。

以上より、本稿は、貿易自由化の指標として関税率を用い、一次産品部門を含む全国を対象としたデータを用いて、Attanasio *et al.* (2004) および Pavcnik *et al.* (2004) の用いた手法を 1990 年以降のチリに適用する。ただし、次章の第 3 章で述べるように、チリは 1979 年以降、ほぼ産業間で一律な関税率を適用しているために¹⁰、産業間での関税率のばらつきが事実上存在せず、関税率を用いて同様の分析をすることが困難であるという問題が存在する。本稿は、これに関して、次章で詳述するように本稿独自の試みとして PTAs の発効の結果適用される実行関税率を用いて対処することを試みる。

3、チリにおける 1990 年以降の貿易自由化政策の特徴

チリでは、1990 年の民政移管に伴って、ピノチェ軍事政権から、中道左派の諸政党による連合政権（コンセルタシオン政権）へ政権が交代したが、経済開放政策、産業間で一律なさらなる関税の引き下げといった、前ピノチェ軍事政権の貿易政策は基本的に踏襲された。その結果、最恵国待遇（MFN）関税率は 1992 年の 11% から、1999 年には 10%、2000 年には 9%、2001 年には 8%、2002 年には 7%、2004 年には 6% まで低下した¹¹。

しかしコンセルタシオン政権の貿易政策は、単にピノチェ政権のそれを踏襲したわけではなく、チリが一方的に関税率を下げ輸入自由化を行う片務的な貿易自由化政策から、PTAs を中心とした二国間または域内で自由化を行う互恵的な貿易自由化政策へと変化したことが主要な特徴である¹²。チリは 1990 年代はじめから、ラテンアメリカ諸国内でも最も早く PTAs を積極的に推進してきたが、1990 年代中ごろまでに発効された PTAs は、主に関税および非関税障壁の撤廃を目的とした経済補完協定（economic complementation agreements, ECAs）と呼ばれるタイプのものが中心であり¹³、2006 年までに発効された ECAs としては、メキシコ(1992 年)、ベネズエラ(1993 年)、ボリビア(1993 年)、コロンビア (1994 年)、エクアドル (1995 年)、ペルー (1998 年) があげられる¹⁴。加えて、チリは 1990 年代半ば以降、より包括的なタイプの PTAs、即ち関税撤廃のプロセスがより速いのみならず、ECAs では取り組まれていなかった財以外の投資、サービス、知的所有権といった分野を

も含む自由貿易協定 (free trade agreements、FTAs)を追求してきた。2006 年までに発効された FTAs としては、MERCOSUR (1996 年)、カナダ(1997 年)、メキシコ(1999 年)、コスタリカ(2002 年)、エルサルバドル(2002 年)、European Union (2003 年)、アメリカ合衆国 (2004 年)、韓国 (2004 年)、EFTA (2004 年)、Trans-Pacific SEP (チリ、ニュージーランド、シンガポール、ブルネイダルサラーム) (2006 年)、中国(2006 年) があげられる¹⁵。

その結果、チリが何らかの PTAs を発効している国からの輸入額比率は、1992 年の 1.93% から 1994 年の 4.99%、1996 年の 27.3%、1998 年の 30.7%、2000 年の 34.6%、2003 年の 63.0%、2004 年の 77.5%、2006 年の 84.5%まで急上昇するに至っている¹⁶。また PTAs の発効の結果、各産業にかけられる実行関税率は、PTAs の結果与えられる特惠マージンおよび、関税撤廃における、砂糖、小麦、小麦粉などの農業部門を中心とした例外項目の存在によって、実際には、各産業で一律である MFN 関税率とは乖離することになった¹⁷。本稿はこの実行関税率を用いることで、チリにおいても関税率を貿易自由化の指標として用いることを試みる。加えて、この実行関税率は、単にチリの関税率の低下を表しているだけでなく、Sáez y Valdés(1999)が指摘しているように、PTAs の互恵的性故に、相手国がその経済状況に合わせて恣意的にチリからの輸入にかかる関税を上げることが防ぎ、チリの輸出先の安定的な確保に貢献していることを意味している点も重要である。

ただし、実行関税率を計算することは容易ではない。なぜならば、前述したように、関税撤廃において様々な例外項目が存在するとともに、関税撤廃のプロセスは品目に応じて多様に異なるからである。例えば Agosin (1999)は MERCOSUR とチリの関税撤廃の協定内容を品目に応じて 5 つに分類しているが、最も関税撤廃の遅い牛肉、砂糖、小麦、小麦粉などの伝統的農産品は無税までに 15 年から 18 年をかけるとしている¹⁸。Durán (2008) は、1990 年から 2007 年を対象に、チリが PTAs を発効した年から、その国から輸入される財に課される関税はゼロになるという仮定をおいて、毎年の実行関税率の代理数(“proxy arancel efectivo”)を計算しているが、前述の状況を考えれば、この仮定を用いて計算した実行関税率を実証分析の値として用いることは適切ではない。現在、チリにおける実行関税率を計算したものは管見では、Becerra (2006)のみと考えられるが¹⁹、Becerra (2006)は期間が 2000 年 1 月から 2005 年 12 月までに限られてしまっていること、産業分類は国際標準産業分類 (ISIC Rev.2) を用いてはいるが、ある産業は 2digit または 3digit で分類されているが、ある産業は 3digit で分類した複数の産業を一つの産業に独自基準でまとめるなどを行っているために (表 1 参照のこと)、一般的な ISIC の分類とは一致していない²⁰、などの問題がある。しかし、これ以外に現在使用可能なデータが入手できないため、本稿は第 5 章で行う実行関税率と産業賃金プレミアムに関する実証分析は 2000 年から 2006 年に限って行うこととし、4 章で述べる家計調査データの産業分類を、貿易財部門に関しては Becerra (2006)にあわせて再構成することとした。

表 1 では、2000 年第 2 四半期²¹から 2005 年第 4 四半期までの実行関税率を示している。この表から明らかであることは、2000 年において、関税撤廃の例外項目が存在し、その撤廃プロセスが遅い農業部門の実行関税率が高いこと、また ACEs の発効から 10 年が経過し、関税撤廃のプロセスが早い主要な FTAs が発効された 2000 年以降、農業部門を含んで急速に実行関税率が低下していることが分かる。

表1 実行関税率の変化（2000 - 2005年）（単位は%）

年		日本語訳	2000年第2四半期	2003年第2四半期	2005年第4四半期	
産業(SIC Rev.2)						
	11	Agriculture and hunting	農業・牧畜業	13.91	2.29	1.03
	12	Forestry and logging	林業	4.63	1.98	0.7
	13	Fishing	魚業	9.01	5.4	2.34
	21/22	Coal mining/Crude petroleum and natural gas production	石炭鉱業/原油・天然ガス鉱業	4.88	1.37	2.47
	23/29	Metal ore mining/Other mining	金属鉱業/その他非金属鉱業	3.98	1.2	0.13
	311/312	Food manufacturing	食料品製造業	13.1	3.5	2.61
	313/314	Beverage industries/Tabacco manufactures	飲料品製造業/たばこ製造業	6.12	3.68	1.94
	321/322	Manufacture of textiles/Manufacture of wearing apparel, except footwear	繊維業/被服製造業	7.71	4.6	4.33
	323/324	Manufacture of leather and products of leather/Manufacturing of footwear	皮革・皮革製品製造業/履物製造業	7.79	4.33	5.09
	331	Manufacture of wood and wood and cork products	木材・木製品製造業	7.22	1.53	0.96
	332	Manufacture of furniture and fixtures	家具・装備品製造業	7.01	3.94	3.78
	341	Manufacture of paper and paper products	製紙・紙製品製造業	5.58	1.22	0.39
	342	Printing, publishing and allied industries	印刷・出版品製造業	2.53	1.51	1.14
	351	Manufacture of industrial chemicals	工業用化学薬品製造業	5.8	2.89	1.38
	352	Manufacture of other chemical products	その他の化学薬品製造業	6.9	3.21	2.01
	353/354/355/356	Petroleum refineries/Manufacture of miscellaneous products of petroleum/Manufacture of rubber products/Manufacture of plastic products	石油精製業/その他の石油・石炭製品製造業/ゴム製品製造業/プラスチック製品製造業	7.51	3.54	1.57
	36	Manufacture of non-metallic mineral products, except products of petroleum and coal	その他非金属鉱物製造業	6.67	3.08	2.23
	37	Basic metal industries	鉄鋼製造業・非鉄金属製造業	4.81	2.21	1.04
	381/383/385	Manufacture of fabricated metal products/Manufacture of electrical machinery apparatus/Manufacture of professional and scientific and measuring controlling equipment	金属製品製造業/電気機械器具及び補充品製造業/専門的科学的機械器具製造業	7.39	3.36	2.57
	382	Manufacture of machinery except electrical	機械製造業(電機機械を除く)	5.97	2.26	1.08
	384	Manufacture of transport equipment	輸送用機械器具製造業	6.83	2.89	1.4
	39	Other manufacturing industries	その他工業製品	8.15	4.94	4.79
MFN関税率			9	6	6	

(出所) Becerra (2006: 21-26)をもとに筆者作成²²。

4、賃金プレミアムの推定（第一段階の推定）

4-1 データ

本節では、第一段階の推定である賃金関数の推定に必要なデータについて説明する。本稿はチリ企画協力省 MIDEPLAN (Ministerio de Planificacion y Cooperación)によって実施されている全国を対象とした家計調査データである、*Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)* の1992年、1994年、1996年、1998年、2000年、2003年、2006年のデータを用いる²³。この家計調査の目的は、政府が効率的な社会政策を実施するために、各家計の正確な社会経済状況を把握することであり、各州および全国の状況を正確に代表するように層化抽出法を用いたサンプリングが行われる repeated cross section

のデータである。調査項目には、人口動態、教育、健康、住宅事情、就業状況、政府からの社会補助を含む詳細な所得の構成要素などに関する広範な情報が含まれ、いずれの年においても11月に実施されている²⁴。サンプルサイズは毎年異なり、個人で約130,000から270,000、世帯数で約33,000から74,000の間で変動しているが、サンプル・ウエイトを用いれば、すべての調査のサンプル数はセンサスにおける全人口と完全に一致し、母集団の性質を正確に復元するように設計されている。このデータは、個人および世帯レベル両方での情報が利用可能であるが、本稿は個人レベルでのデータを使用した。

本稿は以下で、賃金を課税後の本職 (principal occupation) からの賃金所得とボーナスの合計として定義し、副業からの賃金所得、また自営業所得、資産所得および社会政策による各種補助金は含まれていない。またサンプルを労働力人口 (14歳から65歳²⁵) のうち、上記定義の賃金があった被雇用者のみに限定しており²⁶、雇用主、自営業者は含まれていない²⁷。また家族従業者 (unpaid family workers) と軍人も、彼らの賃金が市場メカニズムで決定されると想定しないことが妥当であると考え、サンプルに含めていない。また4-2節で用いる賃金関数の説明変数、被説明変数に関して、一つでも情報が無回答、不明、異常値と判断しうる変数が存在するサンプルもあらかじめ除外されている。

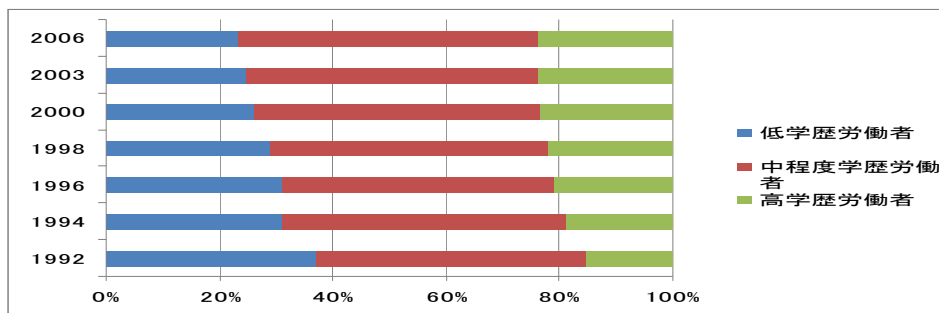
この調査では、調査時点の1か月前所得を質問しているが、1992年から1994年に関しては週あたり労働時間を質問しており、月あたり労働時間が不明なため、月当たり賃金を週あたり労働時間の4倍で割ったものから時間あたり賃金を求めている。賃金はすべて2008年1月を1とする消費者物価指数を用いて、実質化している。

4-2 技能労働者の賃金プレミアムの推定

本節では、以下のようなミンサー型の賃金関数から技能労働者の賃金プレミアムを推定する。本稿では、技能労働者の賃金プレミアムを、観察可能な個人の様々な属性をコントロールしたうえでの、学校教育の達成度の違いによる収益率として定義し、学校教育の達成度を以下の3つに分類する。第一に低学歴労働者を、初等教育 (8年) 卒業以下とする。第二に中程度学歴労働者を中等教育 (4年) 修了後の各種高等専門学校²⁸中退者、中等教育卒業生および中退者とする。第三に高学歴労働者を大学卒業生、大学中退者、中等教育修了後の各種高等専門学校卒業生として定義する²⁹。

1992年から2006年の、全産業における低学歴労働者、中程度学歴労働者、高学歴労働者の雇用者比率の変化を示すと以下の図1のようになる。この記述統計から明らかなのは、中程度学歴労働は1992年から2006年の間に48%から53%と変化は少ない。一方2000年までは、低学歴労働者の割合が減少し、高学歴労働者の割合が顕著に増加しているのに対し、2000年以降は高学歴労働者の割合は23%程度で上げ止まっており、若干低学歴労働者の割合が減少し中程度学歴労働者労働者の比率が増加し、2006年では低学歴労働者、高学歴労働者共に23%程度で拮抗していることが分かる。(図1、表5参照)

図1 教育水準の変化（1992－2006年）



（出所）Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)をもとに筆者計算。

注 算出にあたり、すべての年でサンプル・ウェイトを用いている。

以下が本稿の推定する賃金関数である。

$$(1) \quad \ln W_{ij} = cons + \beta_1 mskilled_{ij} + \beta_2 hskilled_{ij} + \beta_3 exp_{ij} + \beta_4 exp_{ij}^2 + X'_{ij}\beta + I_{ij} * wp_j + e_{ij}$$

ここで $\ln W$ は時間あたり対数賃金、 $mskilled$ は中程度学歴労働者である場合に 1 をとるダミー変数、 $hskilled$ は高学歴労働者である場合に 1 をとるダミー変数である。 exp は年齢から教育年数と 6 を引いた労働市場における潜在的経験年数、ベクトル X は人口動態ダミー（男性、世帯主、結婚している場合にそれぞれ 1 をとるダミー変数）、パートタイムダミー（労働時間が週 40 時間未満の場合 1 をとるダミー変数）、インフォーマルダミー（雇用契約なしで働いている場合 1 をとるダミー変数）雇用場所の規模ダミー、職種ダミー、地域ダミーを含んでいる。 I は産業ダミー³⁰である。 $mskilled$ 、 $hskilled$ がそれぞれ中程度学歴労働者、高学歴労働者の低学歴労働者をベースカテゴリーとした技能労働者の賃金プレミアムを表す³¹。賃金関数の推定結果は表 2 に示されている。

図 2 ではここで推定した技能労働者の賃金プレミアムの変化を示した。これから、中程度学歴労働者の賃金プレミアムが 1992 年から 2006 年においてほとんど変化がみられなかったのに対して、高学歴労働者の賃金プレミアムは 1996 年から 1998 年にかけていったん増加傾向にあるが、その後一貫して縮小傾向にあり、1992 年と 2006 年では明らかな縮小がみられることが分かる。1992 年において高学歴労働者は観察可能な個人の様々な属性をコントロールしたうえでも低学歴労働者と比べて 87.6% 多くの賃金を得ていたのに対し、2006 年においてそれは 58.6% まで低下している。これは、Attanasio *et al.* (2004) がコロンビアで得られた結果とは全く反対の傾向である。Attanasio *et al.* (2004) や Pavcnik *et al.* (2004) を含む近年のラテンアメリカ諸国を対象とした研究では、中等教育の収益率は供給増に伴い安定または低下とするのに対し、高等教育（大学）の収益率は依然として拡大傾向とする結果が多いことを踏まえれば、チリにおいては高学歴労働者の賃金プレミアムが低下しているという本稿の結果はきわめて興味深いことである。

なお、Goldberg and Pavcnik (2007) は、技能労働者の賃金プレミアムをより狭義の賃金格

差の指標として、賃金格差の動向を正確にとらえることを指摘している。本稿も表 3 で時間当たり対数賃金の分散などのよく用いられる賃金格差指標と高学歴労働者の賃金プレミアムの傾向を示したが、確かにこれらは高学歴労働者の賃金プレミアムとほぼ同じ傾向を示している。即ち 1990 年代前半に改善し、1990 年代後半（1996 年ないし 1998 年）に悪化し、2000 年以降改善し、1992 年と 2006 年を比較すれば改善がみられるという傾向である。本稿の賃金はより高所得者の集中している雇用主をサンプルに含んでいない点で留意を要するが、French-Davis(2008)は CASEN を用いた分析から、ジニ係数などを用いて、1996 年から 1998 年における分配の悪化と、2000 年から 2003 年、2003 年から 2006 年における分配の改善について明確に言及しており、たしかに本稿の技能労働者の賃金プレミアムを指標とした賃金格差の傾向が公式統計と一致することが確かめられる。

表2 第一段階の推定：賃金関数の推定結果 1992-2006年

	1992	1994	1996	1998	2000	2003	2006
定数項	5.8862 *** <i>0.0203</i>	6.1015 *** <i>0.0193</i>	6.2161 *** <i>0.0234</i>	6.2975 *** <i>0.0172</i>	6.2591 *** <i>0.0180</i>	6.3246 *** <i>0.0159</i>	6.4292 *** <i>0.0153</i>
中経年労働者	0.1903 *** <i>0.0054</i>	0.1833 *** <i>0.0079</i>	0.1754 *** <i>0.0098</i>	0.1711 *** <i>0.0089</i>	0.1646 *** <i>0.0087</i>	0.1579 *** <i>0.0081</i>	0.1752 *** <i>0.0059</i>
高学歴労働者	0.0292 *** <i>0.0150</i>	0.0505 *** <i>0.0139</i>	0.0515 *** <i>0.0166</i>	0.0507 *** <i>0.0118</i>	0.0593 *** <i>0.0107</i>	0.04760 *** <i>0.0106</i>	0.04510 *** <i>0.0102</i>
潜在的経験年数	0.0157 *** <i>0.0009</i>	0.0149 *** <i>0.0008</i>	0.0140 *** <i>0.0010</i>	0.0124 *** <i>0.0007</i>	0.0135 *** <i>0.0007</i>	0.0128 *** <i>0.0005</i>	0.0124 *** <i>0.0005</i>
潜在的経験年数二乗	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>	-0.0002 *** <i>0.0000</i>
男性	0.1214 *** <i>0.0092</i>	0.1423 *** <i>0.0086</i>	0.1274 *** <i>0.0102</i>	0.1257 *** <i>0.0072</i>	0.1219 *** <i>0.0065</i>	0.1142 *** <i>0.0062</i>	0.1280 *** <i>0.0058</i>
家長	0.0695 *** <i>0.0084</i>	0.0778 *** <i>0.0077</i>	0.0987 *** <i>0.0093</i>	0.0813 *** <i>0.0066</i>	0.0797 *** <i>0.0052</i>	0.0758 *** <i>0.0055</i>	0.1008 *** <i>0.0053</i>
結婚	0.0699 *** <i>0.0074</i>	0.0855 *** <i>0.0087</i>	0.0785 *** <i>0.0087</i>	0.0800 *** <i>0.0097</i>	0.0729 *** <i>0.0057</i>	0.0806 *** <i>0.0050</i>	0.0789 *** <i>0.0049</i>
パートタイマー	0.2907 *** <i>0.0123</i>	0.4565 *** <i>0.0110</i>	0.5164 *** <i>0.0112</i>	0.4479 *** <i>0.0077</i>	0.4120 *** <i>0.0089</i>	0.3441 *** <i>0.0084</i>	0.3054 *** <i>0.0085</i>
インフォーマル	-0.1253 *** <i>0.0088</i>	-0.1983 *** <i>0.0078</i>	-0.2327 *** <i>0.0095</i>	-0.2040 *** <i>0.0067</i>	-0.2410 *** <i>0.0059</i>	-0.2404 *** <i>0.0060</i>	-0.2618 *** <i>0.0060</i>
被雇用者数の規模ダミー							
被雇用者数200人以上	0.3308 *** <i>0.0120</i>	0.3030 *** <i>0.0112</i>	0.2854 *** <i>0.0149</i>	0.2444 *** <i>0.0088</i>	0.2256 *** <i>0.0080</i>	0.2118 *** <i>0.0077</i>	0.2414 *** <i>0.0076</i>
被雇用者数10人以上19人以下	0.1663 *** <i>0.0089</i>	0.1602 *** <i>0.0084</i>	0.1509 *** <i>0.0107</i>	0.1159 *** <i>0.0074</i>	0.1267 *** <i>0.0068</i>	0.1293 *** <i>0.0065</i>	0.1481 *** <i>0.0068</i>
被雇用者数8人以上9人以下	0.0797 *** <i>0.0119</i>	0.0869 *** <i>0.0115</i>	0.0925 *** <i>0.0120</i>	0.0933 *** <i>0.0104</i>	0.0837 *** <i>0.0089</i>	0.0837 *** <i>0.0083</i>	0.0841 *** <i>0.0085</i>
職種ダミー							
管理職(公的部門、民間両方を含む)	1.1290 *** <i>0.0294</i>	1.0598 *** <i>0.0303</i>	1.1843 *** <i>0.0357</i>	1.0175 *** <i>0.0254</i>	1.0137 *** <i>0.0238</i>	1.4528 *** <i>0.0294</i>	1.1884 *** <i>0.0288</i>
専門職	0.8281 *** <i>0.0163</i>	0.8393 *** <i>0.0177</i>	0.9143 *** <i>0.0215</i>	0.8518 *** <i>0.0155</i>	0.8836 *** <i>0.0138</i>	0.9612 *** <i>0.0138</i>	0.8789 *** <i>0.0138</i>
技術職	0.5388 *** <i>0.0172</i>	0.5482 *** <i>0.0152</i>	0.6180 *** <i>0.0181</i>	0.5291 *** <i>0.0132</i>	0.5370 *** <i>0.0121</i>	0.5227 *** <i>0.0119</i>	0.4487 *** <i>0.0119</i>
事務職	0.3984 *** <i>0.0148</i>	0.3811 *** <i>0.0135</i>	0.3968 *** <i>0.0164</i>	0.3084 *** <i>0.0114</i>	0.3254 *** <i>0.0104</i>	0.2988 *** <i>0.0103</i>	0.2341 *** <i>0.0101</i>
販売員	0.2031 *** <i>0.0137</i>	0.2191 *** <i>0.0128</i>	0.2038 *** <i>0.0152</i>	0.1336 *** <i>0.0107</i>	0.1583 *** <i>0.0097</i>	0.1402 *** <i>0.0099</i>	0.1313 *** <i>0.0093</i>
技能労働者	0.0759 *** <i>0.0144</i>	0.1142 *** <i>0.0145</i>	0.0980 *** <i>0.0157</i>	0.0907 *** <i>0.0127</i>	0.0698 *** <i>0.0093</i>	0.0682 *** <i>0.0089</i>	0.0900 *** <i>0.0089</i>
工場職人	0.1754 *** <i>0.0117</i>	0.1890 *** <i>0.0110</i>	0.1851 *** <i>0.0138</i>	0.1608 *** <i>0.0101</i>	0.1504 *** <i>0.0092</i>	0.1324 *** <i>0.0089</i>	0.1533 *** <i>0.0087</i>
工場労働者	0.1524 *** <i>0.0135</i>	0.1793 *** <i>0.0118</i>	0.1989 *** <i>0.0148</i>	0.1415 *** <i>0.0108</i>	0.1509 *** <i>0.0094</i>	0.1576 *** <i>0.0094</i>	0.1768 *** <i>0.0088</i>
地域ダミー							
第I州都市部	-0.0437 *** <i>0.0299</i>	-0.1159 *** <i>0.0303</i>	-0.1605 *** <i>0.0357</i>	-0.0982 *** <i>0.0254</i>	-0.1139 *** <i>0.0238</i>	-0.1180 *** <i>0.0294</i>	-0.0835 *** <i>0.0288</i>
第I州農村部	-0.1520 *** <i>0.0388</i>	-0.1205 *** <i>0.0425</i>	-0.1908 *** <i>0.0516</i>	-0.1295 *** <i>0.0229</i>	-0.1480 *** <i>0.0228</i>	-0.2443 *** <i>0.0227</i>	-0.2007 *** <i>0.0274</i>
第II州都市部	-0.0597 *** <i>0.0174</i>	-0.1420 *** <i>0.0159</i>	0.0272 *** <i>0.0245</i>	0.0029 *** <i>0.0199</i>	0.0915 * <i>0.0173</i>	-0.0137 *** <i>0.0171</i>	0.0561 *** <i>0.0158</i>
第II州農村部	-0.0292 *** <i>0.0359</i>	-0.2020 *** <i>0.0388</i>	-0.2094 *** <i>0.0358</i>	-0.0077 *** <i>0.0311</i>	-0.1047 *** <i>0.0282</i>	0.0080 *** <i>0.0301</i>	-0.0212 *** <i>0.0255</i>
第III州都市部	-0.0595 *** <i>0.0188</i>	-0.2577 *** <i>0.0188</i>	-0.2112 *** <i>0.0235</i>	-0.1360 *** <i>0.0173</i>	-0.1201 *** <i>0.0169</i>	-0.0837 *** <i>0.0169</i>	0.0036 *** <i>0.0167</i>
第III州農村部	-0.1724 *** <i>0.0331</i>	-0.2826 *** <i>0.0347</i>	-0.2564 *** <i>0.0382</i>	-0.1845 *** <i>0.0250</i>	-0.1272 *** <i>0.0290</i>	-0.0688 *** <i>0.0250</i>	0.0371 *** <i>0.0227</i>
第IV州都市部	-0.2331 *** <i>0.0234</i>	-0.2883 *** <i>0.0172</i>	-0.2954 *** <i>0.0219</i>	-0.2145 *** <i>0.0153</i>	-0.1792 *** <i>0.0182</i>	-0.1905 *** <i>0.0150</i>	-0.1515 *** <i>0.0157</i>
第IV州農村部	-0.2533 *** <i>0.0300</i>	-0.3398 *** <i>0.0187</i>	-0.4029 *** <i>0.0309</i>	-0.2347 *** <i>0.0184</i>	-0.2084 *** <i>0.0138</i>	-0.2202 *** <i>0.0183</i>	-0.1473 *** <i>0.0185</i>
第V州都市部	-0.1539 *** <i>0.0148</i>	-0.1749 *** <i>0.0110</i>	-0.1977 *** <i>0.0137</i>	-0.1415 *** <i>0.0090</i>	-0.1257 *** <i>0.0096</i>	-0.1161 *** <i>0.0089</i>	-0.1036 *** <i>0.0088</i>
第V州農村部	-0.0984 *** <i>0.0250</i>	-0.1794 *** <i>0.0174</i>	-0.1911 *** <i>0.0254</i>	-0.2052 *** <i>0.0147</i>	-0.1379 *** <i>0.0158</i>	-0.1193 *** <i>0.0146</i>	-0.0969 *** <i>0.0141</i>
第VI州都市部	-0.1484 *** <i>0.0187</i>	-0.1669 *** <i>0.0211</i>	-0.2323 *** <i>0.0182</i>	-0.1974 *** <i>0.0128</i>	-0.1315 *** <i>0.0118</i>	-0.1330 *** <i>0.0120</i>	-0.1069 *** <i>0.0103</i>
第VI州農村部	-0.1611 *** <i>0.0174</i>	-0.2071 *** <i>0.0257</i>	-0.2131 *** <i>0.0260</i>	-0.2051 *** <i>0.0162</i>	-0.1368 *** <i>0.0128</i>	-0.1113 *** <i>0.0154</i>	-0.1319 *** <i>0.0109</i>
第VII州都市部	-0.1967 *** <i>0.0183</i>	-0.3116 *** <i>0.0145</i>	-0.3568 *** <i>0.0175</i>	-0.2178 *** <i>0.0137</i>	-0.1827 *** <i>0.0119</i>	-0.2034 *** <i>0.0114</i>	-0.2301 *** <i>0.0119</i>
第VII州農村部	-0.2384 *** <i>0.0230</i>	-0.3193 *** <i>0.0143</i>	-0.3651 *** <i>0.0233</i>	-0.2806 *** <i>0.0189</i>	-0.2188 *** <i>0.0114</i>	-0.2082 *** <i>0.0118</i>	-0.1757 *** <i>0.0174</i>
第VIII州都市部	-0.2964 *** <i>0.0178</i>	-0.3777 *** <i>0.0112</i>	-0.3473 *** <i>0.0139</i>	-0.2528 *** <i>0.0107</i>	-0.2271 *** <i>0.0089</i>	-0.2141 *** <i>0.0085</i>	-0.2063 *** <i>0.0087</i>
第VIII州農村部	-0.3187 *** <i>0.0194</i>	-0.4450 *** <i>0.0135</i>	-0.5112 *** <i>0.0185</i>	-0.2895 *** <i>0.0191</i>	-0.3433 *** <i>0.0118</i>	-0.3429 *** <i>0.0121</i>	-0.3254 *** <i>0.0119</i>
第IX州都市部	-0.2316 *** <i>0.0198</i>	-0.2749 *** <i>0.0222</i>	-0.3979 *** <i>0.0168</i>	-0.2859 *** <i>0.0139</i>	-0.2634 *** <i>0.0112</i>	-0.2646 *** <i>0.0114</i>	-0.2175 *** <i>0.0117</i>
第IX州農村部	-0.2641 *** <i>0.0285</i>	-0.2428 *** <i>0.0328</i>	-0.4519 *** <i>0.0259</i>	-0.3017 *** <i>0.0198</i>	-0.2642 *** <i>0.0148</i>	-0.2895 *** <i>0.0149</i>	-0.2429 *** <i>0.0151</i>
第X州都市部	-0.2021 *** <i>0.0187</i>	-0.2352 *** <i>0.0180</i>	-0.2807 *** <i>0.0192</i>	-0.2552 *** <i>0.0181</i>	-0.2084 *** <i>0.0128</i>	-0.1791 *** <i>0.0108</i>	-0.1316 *** <i>0.0108</i>
第X州農村部	-0.2187 *** <i>0.0291</i>	-0.2749 *** <i>0.0387</i>	-0.3979 *** <i>0.0390</i>	-0.2846 *** <i>0.0239</i>	-0.1955 *** <i>0.0134</i>	-0.1935 *** <i>0.0124</i>	-0.1130 *** <i>0.0119</i>
第XI州都市部	-0.0614 *** <i>0.0317</i>	-0.1192 *** <i>0.0282</i>	-0.1137 *** <i>0.0302</i>	-0.1295 *** <i>0.0240</i>	-0.0681 *** <i>0.0257</i>	-0.0087 *** <i>0.0245</i>	0.0889 *** <i>0.0239</i>
第XI州農村部	-0.1843 *** <i>0.0448</i>	-0.1876 *** <i>0.0395</i>	-0.2045 *** <i>0.0423</i>	-0.1654 *** <i>0.0327</i>	-0.0858 *** <i>0.0347</i>	-0.0648 * <i>0.0357</i>	0.0322 *** <i>0.0332</i>
第XII州都市部	0.0776 *** <i>0.0252</i>	0.0599 *** <i>0.0300</i>	0.0265 *** <i>0.0316</i>	0.0051 *** <i>0.0267</i>	0.0700 *** <i>0.0257</i>	0.0419 *** <i>0.0262</i>	0.0644 *** <i>0.0247</i>
第XII州農村部	0.0395 *** <i>0.0385</i>	-0.0050 *** <i>0.0312</i>	-0.0321 *** <i>0.0456</i>	-0.1189 *** <i>0.0394</i>	-0.0189 *** <i>0.0357</i>	0.0089 *** <i>0.0387</i>	0.0835 *** <i>0.0304</i>
首都州農村部	-0.0604 *** <i>0.0180</i>	-0.1581 *** <i>0.0187</i>	-0.0919 *** <i>0.0272</i>	-0.0714 *** <i>0.0130</i>	-0.0820 *** <i>0.0125</i>	-0.0034 *** <i>0.0128</i>	-0.0363 *** <i>0.0139</i>
産業ダミー							
ザンブル教	yes 31.461	yes 35.056	yes 28.217	yes 40.850	yes 48.882	yes 51.739	yes 58.458
R-squared	0.5015	0.5220	0.497	0.5059	0.5162	0.5187	0.4497
R-squared (産業ダミーなし)	0.4813	0.5052	0.4797	0.4928	0.5041	0.5039	0.430
産業ダミーによって説明される変動部分	0.0403	0.0322	0.0348	0.0259	0.0234	0.0285	0.0260

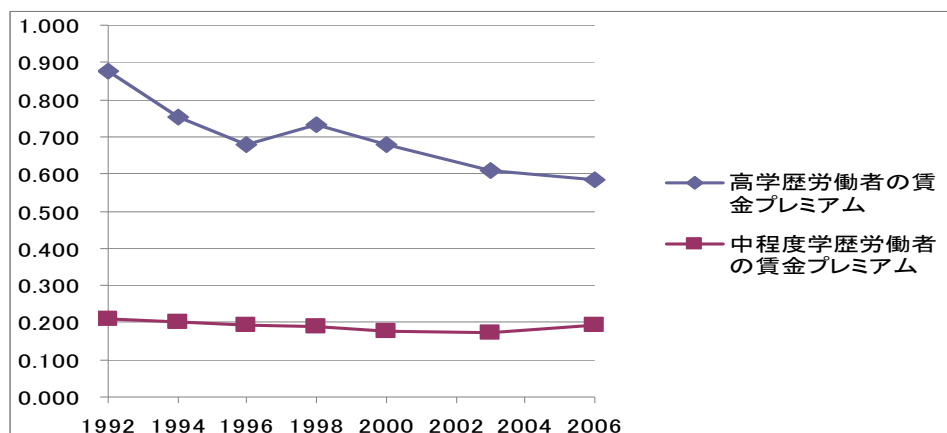
注

(1)被雇用者数の規模ダミーは被雇用者数5人以下³²、職種ダミーは非熟練労働者³³、地域ダミーは首都州都市部³⁴をベースカテゴリーとする。

(2)イタリックは標準誤差、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意をそれぞれ示す。

(出所) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)をもとに筆者計算。

図2 技能労働者の賃金プレミアムの変化 1992-2006年



(出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)*をもとに筆者計算。

表3 賃金格差の変化 1992 - 2006年

年	時間あたり対数賃金の分散	第9分位と第1分位の差	高学歴労働者の賃金プレミアム
1992	0.6218	1.8738	0.8762
1994	0.6508	1.9351	0.7516
1996	0.7606	2.0202	0.6779
1998	0.6399	1.9459	0.7344
2000	0.6553	1.9302	0.6808
2003	0.6102	1.8608	0.6096
2006	0.5921	1.7641	0.5857

注 時間あたり対数賃金の分散およびその第9分と第1分位の差の算出にあたっては、すべての年でサンプル・ウェイトを用いている。

(出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)*をもとに筆者計算。

4-3 産業賃金プレミアムの推定

前述したように、産業賃金プレミアムは(1)式における産業ダミーの係数で把握する。ただし、本稿は産業賃金プレミアムを特定の産業をベースカテゴリーとした場合の産業ダミーの係数ではなく、Haisken-Denew and Schmidt (1997)の restricted least square の方法を用いて、雇用者比率をウェイトとした全産業の加重平均からの乖離としてその係数を求め、その正確な分散を推定する³⁵。この正規化された産業賃金プレミアムの推定方法に関しては補論に示した通りである。その結果、産業賃金プレミアムは、10%水準で貿易財部門における過半の産業において有意であり、第2章で述べた①産業賃金プレミアムの存在が確認される。(表4参照)その上で、産業賃金プレミアムに関しては以下のことが指摘し得る。第一に、補論において示したように、ウェイトを w 、産業賃金プレミアムを β とすれば、 $w'\beta = 0$ を制約として仮定しているので、本稿の分析対象となっている22の貿易財部門に限って、 $w'\beta$ を求めたところ、-0.00069 から 0.01565 の間にあり、貿易財部門の労働者と非貿易財部門の労働者の産業賃金プレミアムに間に差はないことが分かる。第二に2000年から2006年の平均でいずれも有意な係数に限ると、金属鉱業/その他非金属鉱業、鉄鋼製造業/非鉄金属製造業といったチリの伝統的な主要輸出品目である銅ないし銅加工を含

む鉱物関連産業が相対的に高い産業賃金プレミアムを示しているのに対し、農業・牧畜業と繊維業/被服製造業、食料品製造業といった軽工業の産業賃金プレミアムが相対的に低く、産業賃金プレミアムに相当のばらつきが存在することが確認される。2000年－2006年の平均において貿易財部門で最も高い金属鉱業/その他非金属鉱業の産業賃金プレミアムが0.326であるのに対し、最も低い農業・牧畜業の産業賃金プレミアム-0.085である。第三に一期前との年次間の産業賃金プレミアムの相関係数は貿易財部門ですべて0.6以上であり、最も高い1998年と2000年では0.783であり、同じ産業内で時系列の変動が少ない。この傾向はPavcnik *et al.* (2004)と同じである一方、Attanasio *et al.* (2004)とは反対の結果となっている。また産業賃金プレミアムの標準偏差も1992年から2006年で0.088から0.124の間で変動しており、次節で述べる産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと比べて産業間でのばらつきが少ない。(表4参照) これらの結果は、産業賃金プレミアムの構造が安定的であるとともに、分析対象期間において産業属性がもたらす賃金部分に変化が少ないことを示している。

では次に産業賃金プレミアムと技能集約度の関係はどうであろうか。図3では1992年から2006年のデータをプールして、産業賃金プレミアムと低学歴労働者の雇用者比率の関係を示した。産業賃金プレミアムを低学歴労働者の雇用者比率で回帰したところ、係数は-0.2807 (t値は-5.34)であり、各年における両者の相関係数は-0.24から-0.59の間であり確かに有意に負の相関を示しており、本稿も第2章で述べた②「産業賃金プレミアムが低い産業ほど、低学歴労働者の雇用者比率が高いこと」が確認されうる³⁶。表4では、各産業の技能集約度を示すため、各産業における低学歴労働者の雇用者比率の変化を示した。この結果からは一次産品部門のうち、農林水産業は低学歴労働者集約的であるが、石炭鉱業/原油・天然ガス鉱業および前述したように産業賃金プレミアムの高い金属鉱業/その他非金属鉱業は低学歴労働者の雇用者比率が急速に低下しており、低学歴労働者集約的とは言えなくなっていることが分かる。2000年－2006年の平均で、低学歴労働者の雇用者比率の高い産業は農業・牧畜業、林業、魚業などの非鉱物の一次産品関連産業と木材・木製品製造業などの非鉱物の一次産品関連の軽工業であることが分かる。

表4 第一段階の推定：産業賃金プレミアムの推定結果 1992-2006年

年	産業(ISIC Rev2)	日本語訳	1992	1994	1996	1998	2000	2003	2006
	11	農業・牧畜業	-0.041 *** 0.010	-0.067 *** 0.009	-0.120 *** 0.012	-0.076 *** 0.007	-0.077 *** 0.007	-0.103 *** 0.007	-0.074 *** 0.006
	12	林業	0.124 *** 0.017	0.046 *** 0.018	0.014 0.026	-0.005 0.013	-0.014 0.013	-0.033 ** 0.013	-0.023 * 0.013
	13	魚業	0.120 *** 0.025	0.051 ** 0.024	0.144 *** 0.032	0.058 ** 0.026	0.064 *** 0.018	0.135 *** 0.018	0.112 *** 0.018
	21/22	石炭鉱業/原油・天然ガス採掘業	0.145 *** 0.041	0.101 ** 0.051	0.092 0.055	0.091 0.072	0.131 ** 0.063	-0.022 0.097	0.290 *** 0.085
	23/29	金属鉱業/その他非金属鉱業	0.375 *** 0.018	0.340 *** 0.017	0.370 *** 0.023	0.253 *** 0.016	0.342 *** 0.017	0.351 *** 0.016	0.286 *** 0.014
	311/312	食料品製造業	-0.034 ** 0.017	-0.021 0.015	-0.059 *** 0.018	-0.051 *** 0.013	-0.050 *** 0.012	-0.072 *** 0.012	-0.050 *** 0.013
	313/314	飲料品製造業/たばこ製造業	0.019 0.041	-0.002 0.038	0.076 * 0.046	0.042 0.034	-0.031 0.024	-0.035 0.027	0.013 0.026
	321/322	繊維業/被服製造業	0.011 0.021	-0.027 0.023	-0.026 ** 0.026	0.001 0.023	-0.053 ** 0.022	-0.056 ** 0.025	-0.105 *** 0.026
	323/324	皮革・皮革製品製造業/履物製造業	-0.015 0.036	-0.089 ** 0.040	-0.008 0.052	-0.036 0.040	-0.051 0.040	-0.058 0.049	-0.159 *** 0.058
	331	木材・木製品製造業	0.064 ** 0.027	-0.019 0.023	0.061 ** 0.030	-0.022 0.026	-0.047 ** 0.020	-0.023 0.019	-0.022 0.019
	332	家具・装備品製造業	-0.022 0.040	0.026 0.037	-0.006 0.043	-0.020 0.031	-0.019 0.032	-0.006 0.030	0.006 0.032
	341	製紙・紙製品製造業	0.188 *** 0.041	0.276 *** 0.032	0.224 *** 0.052	0.195 *** 0.039	0.148 *** 0.036	0.136 *** 0.033	0.131 *** 0.029
	342	印刷・出版品製造業	0.113 *** 0.042	0.104 *** 0.039	0.112 ** 0.045	0.016 0.034	0.038 0.037	0.066 ** 0.045	0.052 0.041
	351	工業用化学薬品製造業	0.196 *** 0.061	0.100 0.074	-0.089 0.102	0.114 * 0.060	0.132 ** 0.067	0.045 0.059	0.141 ** 0.064
	352	その他の化学薬品製造業	0.112 *** 0.041	0.150 *** 0.042	0.261 *** 0.046	0.134 *** 0.036	0.219 *** 0.033	0.209 *** 0.033	0.115 *** 0.038
	353/354/355/356	石油精製業/その他の石油・石炭製品製造業/ゴム製品製造業/プラスチック製品製造業	0.072 * 0.043	0.044 0.047	0.057 0.050	0.037 0.033	0.008 0.036	-0.033 0.034	-0.047 * 0.025
	36	その他非金属鉱物製造業	0.129 *** 0.035	0.107 *** 0.036	0.012 0.046	0.118 *** 0.035	0.025 0.032	0.039 0.033	0.056 0.035
	37	鉄鋼製造業・非鉄金属製造業	0.164 *** 0.056	0.137 *** 0.049	0.117 ** 0.059	0.112 *** 0.039	0.194 *** 0.044	0.207 *** 0.050	0.201 *** 0.032
	381/383/385	金属製品製造業/電気機械・器具及び補充品製造業/専門的科学的機械器具製造業	0.089 *** 0.025	0.106 *** 0.023	0.065 ** 0.029	0.092 *** 0.021	0.091 *** 0.022	0.109 *** 0.019	0.119 *** 0.023
	382	機械製造業(電機機械を除く)	0.170 *** 0.062	0.027 0.064	0.238 *** 0.081	0.169 ** 0.067	0.196 *** 0.050	0.212 *** 0.041	0.136 *** 0.031
	384	輸送用機械・器具製造業	0.251 *** 0.058	0.142 * 0.076	0.171 * 0.088	0.130 * 0.067	0.083 0.053	-0.053 0.050	0.033 0.058
	39	その他工業製品	-0.176 *** 0.067	0.150 ** 0.064	0.054 0.133	-0.049 0.124	0.152 * 0.087	-0.131 0.089	0.011 0.093
	41	電気・ガス・熱供給業	0.287 *** 0.045	0.221 *** 0.033	0.338 *** 0.048	0.187 *** 0.029	0.148 *** 0.031	0.216 *** 0.034	0.087 *** 0.031
	42	水道業	0.066 0.059	0.078 0.048	0.122 * 0.063	0.034 0.045	0.087 ** 0.036	0.034 0.038	0.026 0.036
	50	建設業	0.085 *** 0.012	0.103 *** 0.011	0.080 *** 0.013	0.076 *** 0.009	0.039 *** 0.009	0.045 *** 0.009	0.053 *** 0.008
	61	卸売業	0.078 *** 0.024	0.069 *** 0.026	0.054 * 0.027	0.016 0.017	0.047 *** 0.017	-0.027 0.018	0.014 0.023
	62	小売業	-0.059 *** 0.013	-0.054 *** 0.011	-0.069 *** 0.013	-0.057 *** 0.009	-0.054 *** 0.009	-0.066 *** 0.008	-0.054 *** 0.008
	63	レストラン・ホテル業	-0.119 *** 0.022	-0.101 *** 0.019	-0.141 *** 0.023	-0.135 *** 0.016	-0.106 *** 0.014	-0.066 *** 0.013	-0.034 *** 0.012
	71	運輸・保管業	0.079 *** 0.014	0.016 0.013	0.001 0.016	-0.021 * 0.012	-0.042 *** 0.011	-0.029 *** 0.010	0.000 0.010
	72	情報通信業	0.130 *** 0.034	0.116 *** 0.032	0.100 *** 0.036	0.144 *** 0.025	0.035 0.023	-0.013 0.025	0.013 0.024
	81	金融業	0.441 *** 0.030	0.346 *** 0.028	0.372 *** 0.030	0.306 *** 0.023	0.241 *** 0.023	0.339 *** 0.025	0.290 *** 0.024
	82	保険業	0.215 *** 0.041	0.207 *** 0.035	0.172 *** 0.040	0.199 *** 0.037	0.166 *** 0.033	0.292 *** 0.035	0.107 *** 0.040
	83	不動産業	0.087 *** 0.023	0.080 *** 0.020	0.117 *** 0.022	0.069 *** 0.015	0.055 *** 0.013	0.060 *** 0.013	0.071 *** 0.011
	91	行政・国防	-0.055 *** 0.020	0.037 ** 0.017	0.111 *** 0.022	0.026 * 0.014	0.002 0.011	0.033 *** 0.012	0.011 0.012
	92	公衆衛生サービス業	-0.050 0.044	-0.057 0.041	-0.162 *** 0.044	-0.093 *** 0.031	-0.033 0.026	-0.065 0.023	-0.053 ** 0.024
	93	社会的及び関連するコミュニティーサービス業	-0.179 *** 0.011	-0.172 *** 0.010	-0.132 *** 0.012	-0.114 *** 0.008	-0.079 *** 0.007	-0.057 *** 0.007	-0.067 *** 0.007
	94	レクリエーション・文化サービス業	-0.007 0.033	-0.027 0.030	-0.067 * 0.026	-0.037 0.026	-0.010 0.025	0.022 0.022	-0.019 0.022
	95	個人・家事サービス業	-0.088 *** 0.011	-0.018 * 0.010	-0.009 0.013	0.033 *** 0.009	0.033 *** 0.009	0.057 *** 0.009	0.035 *** 0.009
	96	治外法権機関及び団体	0.459 *** 0.158	0.352 ** 0.155	0.386 * 0.198	0.502 *** 0.142	0.842 *** 0.157	0.510 *** 0.177	0.375 *** 0.136
		係数の標準誤差(貿易財産業のみ)	0.117	0.104	0.123	0.088	0.111	0.124	0.117
		係数の標準誤差(全産業)	0.147	0.122	0.144	0.124	0.163	0.143	0.117

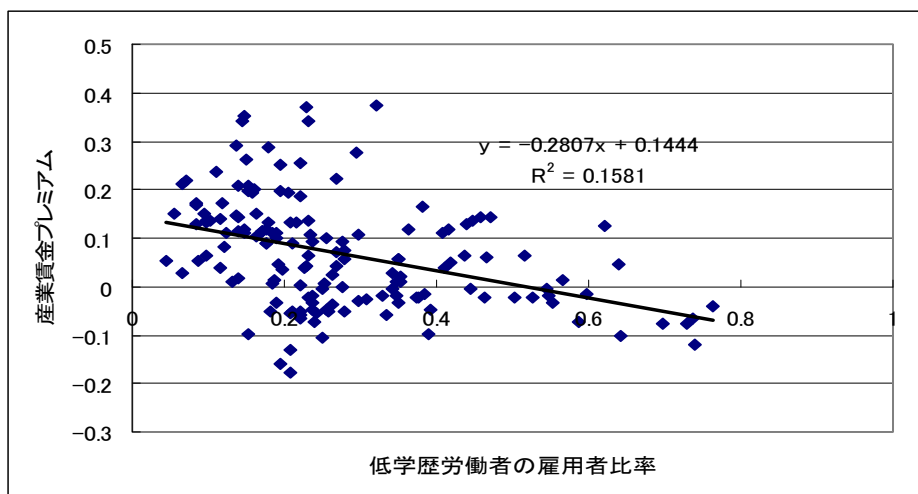
注

(1)イタリックは標準誤差、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意をそれぞれ示す。

(2)産業賃金プレミアムのおよびその標準誤差は Haisken-Denew and Schmidt(1997)の方法を用いて、雇用者比率をウェイトとした全産業の加重平均からの乖離として推定されている。

(出所) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)をもとに筆者計算。

図3 低学歴労働者の雇用者比率と産業賃金プレミアム 1992-2006年



注 低学歴労働者の雇用者比率の算出にあたっては、すべての年でサンプル・ウェイトを用いている。

(出所) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)をもとに筆者計算。

表5 各産業における低学歴労働者の雇用者比率の変化 2000 - 2006年

年			1992	1994	1996	1998	2000	2003	2006	
産業(ISC Rev.2)		日本語訳								
	11	Agriculture and hunting	農業・牧畜業	0.7624	0.7378	0.7400	0.7290	0.6980	0.6424	0.5877
	12	Forestry and logging	林業	0.6207	0.6399	0.5651	0.5448	0.5984	0.5516	0.5253
	13	Fishing	魚業	0.4155	0.4178	0.4709	0.3501	0.4360	0.4463	0.4070
	21/22	Coal mining/Crude petroleum and natural gas production	石炭鉱業/原油・天然ガス鉱業	0.4577	0.2544	0.2754	0.1776	0.2169	0.2308	0.1382
	23/29	Metal ore mining/Other mining	金属鉱業/その他非金属鉱業	0.3201	0.2327	0.2298	0.2200	0.1455	0.1466	0.1799
	311/312	Food manufacturing	食料品製造業	0.3494	0.3281	0.3330	0.2585	0.2791	0.2389	0.2102
	313/314	Beverage industries/Tabacco manufactures	飲料品製造業/たばこ製造業	0.3522	0.2759	0.2792	0.2290	0.2983	0.2381	0.1873
	321/322	Manufacture of textiles/Manufacture of wearing apparel, except footwear	繊維業/被服製造業	0.3537	0.3085	0.2206	0.2203	0.2430	0.2073	0.2505
	323/324	Manufacture of leather and products of leather/Manufacture of footwear	皮革・皮革製品製造業/履物製造業	0.3845	0.3895	0.3418	0.2619	0.2216	0.2213	0.1947
	331	Manufacture of wood and wood and cork products	木材・木製品製造業	0.5169	0.5467	0.4660	0.5020	0.3933	0.4625	0.3731
	332	Manufacture of furniture and fixtures	家具・装備品製造業	0.3775	0.3430	0.4439	0.3467	0.2376	0.2506	0.2526
	341	Manufacture of paper and paper products	製紙・紙製品製造業	0.2222	0.2956	0.2680	0.1569	0.1366	0.1038	0.1786
	342	Printing, publishing and allied industries	印刷・出版品製造業	0.1718	0.1636	0.1852	0.1402	0.1161	0.0971	0.0872
	351	Manufacture of industrial chemicals	工業用化学薬品製造業	0.1946	0.1885	0.1534	0.1711	0.2082	0.1911	0.1164
	352	Manufacture of other chemical products	その他の化学薬品製造業	0.1461	0.0859	0.1504	0.0968	0.0718	0.1404	0.1385
	353/354/355/356	Petroleum refineries/Manufacture of miscellaneous products of petroleum/Manufacture of rubber products/Manufacture of plastic products	石油精製業/その他の石油・石炭製品製造業/ゴム製品製造業/プラスチック製品製造業	0.2683	0.2672	0.2799	0.2274	0.1850	0.1890	0.2378
	36	Manufacture of non-metallic mineral products, except products of petroleum and coal	その他非金属鉱物製造業	0.4401	0.2965	0.3470	0.3640	0.2622	0.4115	0.3496
	37	Basic metal industries	鉄鋼製造業・非鉄金属製造業	0.3811	0.2306	0.1475	0.1242	0.2042	0.1520	0.1612
	381/383/385	Manufacture of fabricated metal products/Manufacture of electrical machinery apparatus/Manufacture of professional and scientific and measuring controlling equipment	金属製品製造業/電気機械、器具及び補充品製造業/専門的科学的機械器具製造業	0.2109	0.2350	0.2312	0.2374	0.1754	0.1908	0.1773
	382	Manufacture of machinery except electrical	機械製造業(電機機械を除く)	0.1180	0.0652	0.1104	0.0852	0.1521	0.0655	0.0981
	384	Manufacture of transport equipment	輸送用機械・器具製造業	0.1940	0.1406	0.0841	0.0845	0.1216	0.1805	0.1962
	39	Other manufacturing industries	その他工業製品	0.2081	0.1635	0.0443	0.2556	0.0550	0.2068	0.1316
	41	Electricity, gas and steam	電気・ガス・熱供給業	0.1961	0.1485	0.0652	0.2082	0.1091	0.0869	0.0879
	42	Water works and supply	水道業	0.2721	0.2794	0.1641	0.1848	0.1749	0.2666	0.1788
	50	Construction	建設業	0.4947	0.4562	0.4705	0.3917	0.3819	0.3499	0.3281
	61	Wholesale trade	卸売業	0.2104	0.1622	0.2132	0.1871	0.2336	0.1444	0.1137
	62	Retail trade	小売業	0.2106	0.1654	0.1449	0.1583	0.1304	0.1158	0.0896
	63	Restaurants and hotels	レストラン・ホテル業	0.3736	0.3052	0.2584	0.2690	0.2385	0.2155	0.1934
	71	Transport and storage	運輸・保管業	0.3152	0.2474	0.2791	0.2589	0.2451	0.2196	0.2019
	72	Communication	情報通信業	0.1557	0.0795	0.0453	0.0941	0.0274	0.0273	0.0261
	81	Financial institutions	金融業	0.0257	0.0243	0.0100	0.0140	0.0085	0.0119	0.0147
	82	Insurance	保険業	0.0251	0.0088	0.0135	0.0165	0.0271	0.0150	0.0112
	83	Real estate and business services	不動産業	0.1014	0.0671	0.0808	0.1247	0.0879	0.0690	0.0827
	91	Public administration and defence	行政・国防	0.1894	0.1151	0.1411	0.1068	0.1656	0.1169	0.1098
	92	Sanitary and similar services	公衆衛生サービス業	0.4731	0.4513	0.4951	0.3683	0.4574	0.3565	0.4610
	93	Social and related community services	社会的及び関連するコミュニティーサービス業	0.1181	0.0885	0.0968	0.0944	0.0723	0.0623	0.0546
	94	Recreational and cultural services	レクリエーション・文化サービス業	0.2335	0.1888	0.2980	0.1881	0.1397	0.0894	0.1068
	95	Personal and household services	個人・家事サービス業	0.5690	0.5427	0.5190	0.5127	0.4540	0.4460	0.4383
	96	International and other extra-territorial bodies	治外法権機関及び団体	0.1711	0.0582	0.0865	0.0460	0.0000	0.0000	0.0266
	全産業		0.3716	0.3110	0.3117	0.2912	0.2627	0.2459	0.2326	

注 低学歴労働者の雇用者比率の算出にあたっては、すべての年でサンプル・ウエイトを用いている。
 (出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)*をもとに筆者計算。

4-4 産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの推定

本稿では Pavcnik *et al.* (2004)を参考に、産業賃金プレミアムに加えて、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアム (industry-specific skill premiums) も推定する。産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムとは「産業賃金プレミアムを超えて、高学歴労働者がある産業で働くことによって追加的に受け取る賃金プレミアム」と定義され³⁷、賃金関数における産業ダミーと高学歴労働者ダミーの交差項の係数で把握する。Pavcnik *et al.* (2004)は、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが生じる要因として、より高学歴な労働者が、産業特殊な技能をより蓄積していることや賃金決定に関してより高い能力を有していること、また雇用者が怠業を防ぐために技能労働者に効率賃金を支払っていることなどをあげている。

産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを通して関税率が賃金格差の拡大に与えた影響の実証を試みた手法に関しては Attanasio *et al.* (2004)と Pavcnik *et al.* (2004)では十分に明示的に示されておらず、また本稿の結果はそれらの先行研究とは反対に、4-2 節で述べたように本稿の分析期間におけるチリでは賃金格差は縮小しているが、産業賃金プレミアムとのアナロジーで本稿としてまとめるならば以下のように考える。(1)第一段階の推定で賃金関数から産業賃金プレミアムを推定しその有意性を確認する。(2)分析対象当初においてより産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが高い産業程、より大きな関税率の減少を経験したことを確認する。(3)第二段階の推定で産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに対して、関税率が正で有意であることを実証する³⁸。(4)以上(1)から(3)が成立しているならば、より高学歴労働者の相対賃金が高い産業がより大きな関税率の減少を経験し、高学歴労働者が雇用される産業属性によって得られる賃金部分が小さくなることによって、全体としても賃金格差が縮小すると考えられる。

下記のミンサー型賃金関数(2)式 ((1)式に産業ダミーと高学歴労働者ダミーの交差項を加えたもの) で産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを推定する。

$$(2) \quad \ln W_{ij} = cons + \beta_1 mskilled_{ij} + \beta_2 hskilled_{ij} + \beta_3 exp_{ij} + \beta_4 exp_{ij}^2 + X'_{ij}\beta + I_{ij} * wp_j + I_{ij} * hskilled_{ij} * swp_j + \varepsilon_{ij}$$

産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムも、産業賃金プレミアム同様に、特定の産業をベースカテゴリーとした係数ではなく、補論において示したように Haisken-Denew and Schmidt(1997)の restricted least square の方法を用いて、雇用者比率をウエイトとした全産業の加重平均からの乖離としてその係数を求め、その正確な分散を推定する。その結果、産業ダミーの係数は、10%水準で貿易財セクターにおいてほぼ半数の産業において有意であり、前述の(1) 産業賃金プレミアムの存在を示唆している。(表 6 参照) その上で、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに関しては以下のことが指摘し得る。第一に、補論において示したように、ウエイトを w 、産業賃金プレミアムを β とすれば、 $w'\beta = 0$ を

制約として仮定しているので、本稿で分析対象となっている 22 の貿易財部門に限って、 $w'\beta$ を求めたところ、0.0081 から 0.0308 の間で変動しており、産業賃金プレミアム同様、貿易財部門の労働者と非貿易財部門の労働者の間に産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの差はないことが分かる。第二に 2000 年から 2006 年の平均で係数が有意なものに限ると、林業と製紙・紙製品製造業、木材・木製品製造業といった林業関連の製造業とその他化学薬品製造業が相対的に高い産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを示しているのに対し、皮革・皮革製品製造業/履物製造業といった軽工業の産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが相対的に低く、相当のばらつきが存在する。2000 年－2006 年の平均において貿易財部門で最も高い林業の産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが 0.259 であるのに対し、最も低い皮革・皮革製品製造業/履物製造業の産業賃金プレミアム-0.122 である。第三に一期前との年次間の産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの相関係数は貿易財部門に限っても非常に小さく（例えば 1996 年と 1998 年の 0.062）、また逆にマイナスに相関（2003 年と 2006 年の-0.388）している場合があるなど、同じ産業内で時系列の変動が非常に大きい。また産業賃金プレミアムの標準偏差も 1992 年から 2006 年で 0.153 から 0.333 の間で変動しており、前節で述べた産業賃金プレミアムと比べて産業間のばらつきが大きい。（表 6 参照）これらの結果は、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの構造が安定的ではないことを示している。

表 6 第一段階の推定：産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの推定結果 1992
-2006年

年		1992	1994	1996	1998	2000	2003	2006
産業(SIC Rev2)	日本語訳							
11	農業・牧畜業	0.168 ***	0.179 ***	0.179 **	0.068	0.135 ***	0.163 ***	0.069 **
		0.057	0.059	0.077	0.045	0.039	0.036	0.030
		0.101	0.327 ***	0.475 ***	0.257	0.332 ***	0.084	0.352 ***
		0.095	0.087	0.107	0.079	0.064	0.069	0.082
13	魚業	0.097	0.176 **	0.315 **	-0.028	0.166 **	0.006	0.157 **
		0.083	0.082	0.125	0.085	0.072	0.068	0.088
21/22	石炭採掘/原油・天然ガス採掘	0.319 *	0.158	0.279	0.230	0.305 *	-1.097 ***	0.169
		0.163	0.152	0.303	0.240	0.171	0.170	0.206
23/29	金属採掘/その他非金属採掘	0.146 ***	0.167 ***	0.131 **	0.233 ***	0.091 **	0.142 ***	0.035
		0.044	0.043	0.067	0.043	0.042	0.040	0.036
311/312	食料品製造業	0.224 ***	0.177 ***	0.334 ***	0.029	0.167 ***	0.156 ***	-0.001
		0.085	0.082	0.089	0.049	0.044	0.049	0.041
313/314	飲料品製造業/たばこ製造業	-0.049	0.090	0.299 **	0.290 **	-0.042	0.148 *	0.148 **
		0.127	0.118	0.139	0.122	0.082	0.087	0.075
321/322	紡織業/被服製造業	0.270	0.286 ***	0.162	0.170 *	0.405 ***	-0.009	0.035
		0.088	0.099	0.090	0.089	0.079	0.098	0.097
323/324	皮革・皮革製品製造業/履物製造業	0.758 ***	0.447	0.255	0.110	-0.194	-0.762 ***	0.561 *
		0.179	0.312	0.348	0.137	0.182	0.198	0.303
331	木材・木製品製造業	-0.213 *	-0.003	0.182	0.198 *	0.196 **	0.201 **	0.200 **
		0.128	0.108	0.122	0.108	0.092	0.079	0.093
332	家具・装飾品製造業	0.294	0.260 *	0.565 *	-0.191	-0.244 *	-0.497 ***	0.187
		0.210	0.139	0.299	0.132	0.147	0.122	0.117
341	製紙・紙製品製造業	0.493 ***	0.143	-0.182	0.326 ***	0.254 **	0.170 **	0.222 ***
		0.177	0.097	0.148	0.089	0.103	0.085	0.072
342	印刷・出版品製造業	0.125	-0.150	0.018	0.213 **	0.010	-0.037	-0.142 *
		0.098	0.129	0.113	0.093	0.097	0.071	0.077
351	工業用化学薬品製造業	0.322 **	0.251	0.011	0.065	0.358 **	-0.124	0.172
		0.138	0.158	0.222	0.187	0.182	0.149	0.157
352	その他の化学薬品製造業	0.178	0.106	0.302 ***	0.180 **	0.195 ***	0.229 ***	0.222 **
		0.117	0.107	0.105	0.077	0.071	0.072	0.087
353/354/355/356	石油精製業/その他の石油・石炭製品製造業/ゴム製品製造業/プラスチック製品製造業	0.048	0.268 *	0.522 ***	0.377 ***	0.031	0.195 **	0.017
		0.183	0.147	0.181	0.108	0.100	0.093	0.087
36	その他非金属鉱物製造業	0.382 **	0.331 **	0.270 *	0.150	0.231 **	0.047	0.352 ***
		0.185	0.139	0.144	0.102	0.103	0.110	0.116
37	鉄鋼製造業・非鉄金属製造業	0.203	0.123	-0.078	-0.155	0.101	-0.067	0.088
		0.174	0.124	0.138	0.109	0.129	0.115	0.085
381/383/385	金属製品製造業/電気機械、器具及び補充品製造業/専門的科学的機械器具製造業	0.049	0.122 *	0.085	0.085	0.041	0.044	-0.153 **
		0.078	0.059	0.058	0.087	0.084	0.058	0.084
382	機械製造業(電機機械を除く)	-0.053	-0.052	-0.386 **	0.004	0.229 *	0.067	-0.004
		0.180	0.201	0.200	0.185	0.119	0.092	0.085
384	輸送用機械・器具製造業	0.206	0.021	-0.056	0.078	-0.158	0.174	0.052
		0.184	0.218	0.243	0.185	0.188	0.130	0.158
39	その他工業製品	-0.106	-0.557 ***	0.165	0.384	0.789 ***	-0.082	0.538
		0.217	0.213	0.370	0.292	0.240	0.287	0.524
41	電気・ガス・熱供給業	0.080	0.305 ***	0.231 **	0.253 ***	0.131 *	0.300 ***	-0.074
		0.103	0.075	0.117	0.077	0.079	0.053	0.074
42	水道業	0.103	0.390 ***	0.233	0.084	0.128	0.188 *	0.196 *
		0.189	0.142	0.159	0.127	0.110	0.110	0.108
50	建設業	0.298 ***	0.228 ***	0.325 ***	0.126 ***	0.136 ***	0.123 ***	0.178 ***
		0.045	0.042	0.047	0.034	0.032	0.029	0.028
61	卸売業	0.077	0.308 ***	0.089	0.247 ***	0.205 ***	0.131 ***	0.232 ***
		0.081	0.085	0.089	0.048	0.053	0.044	0.053
62	小売業	0.082 **	0.085 ***	0.083	0.070 ***	0.038	0.054 **	0.023
		0.037	0.033	0.038	0.027	0.024	0.023	0.021
63	レストラン・ホテル業	-0.137	-0.040	-0.010	-0.078	-0.202 ***	0.044	0.075 **
		0.091	0.088	0.079	0.051	0.050	0.042	0.037
71	運輸・保管業	0.069	0.165 ***	0.047	0.153 ***	0.113 ***	0.106 ***	0.150 ***
		0.050	0.050	0.052	0.039	0.037	0.032	0.031
72	情報通信業	0.185 **	0.264 ***	0.208 ***	0.151 ***	-0.019	0.237 ***	0.179 ***
		0.087	0.077	0.089	0.059	0.052	0.052	0.049
81	金融業	0.051	-0.087	0.000	0.079	*	-0.062	0.113 **
		0.067	0.056	0.057	0.045	0.045	0.048	0.046
82	保険業	-0.108	-0.003	0.039	-0.346 ***	-0.147 **	-0.032	-0.106
		0.082	0.070	0.077	0.073	0.067	0.068	0.079
83	不動産業	0.154 ***	0.115 ***	0.166 ***	0.082 **	0.048 *	0.000	0.038
		0.049	0.039	0.046	0.031	0.028	0.027	0.024
91	行政・国防	-0.057	0.042	-0.036	-0.030	0.001	0.059 **	0.081 ***
		0.044	0.035	0.045	0.029	0.028	0.024	0.024
92	公共衛生サービス業	0.921 ***	0.170	0.233	0.147	0.082	0.049	0.067
		0.187	0.207	0.184	0.140	0.140	0.107	0.097
93	社会的及び関連するコミュニティサービス業	-0.164 ***	-0.163 ***	-0.184 ***	-0.131 ***	-0.101 ***	-0.118 ***	-0.135 ***
		0.014	0.019	0.018	0.012	0.011	0.010	0.011
94	レクリエーション・文化サービス業	0.217 **	0.083	0.085	0.082	-0.028	-0.015	-0.024
		0.085	0.073	0.090	0.084	0.088	0.057	0.059
95	個人・家事サービス業	-0.082	0.007	0.006	-0.131 ***	-0.168 ***	-0.119 ***	0.071 *
		0.065	0.059	0.063	0.047	0.045	0.039	0.042
96	治外法権機関及び団体	0.833 ***	0.017	0.436	-0.075	0.494	0.529	0.138
		0.319	0.328	0.418	0.291	0.341	0.408	0.278
係数の標準誤差(貿易財産業のみ)		0.211	0.205	0.229	0.153	0.225	0.333	0.187
係数の標準誤差(全産業)		0.252	0.182	0.189	0.160	0.207	0.276	0.161

注

(1)イタリックは標準誤差、***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意をそれぞれ示す。

(2)産業賃金プレミアムのおよびその標準誤差は Haisken-Denew and Schmidt (1997)の方法を用いて、雇用者比率をウェイトとした全産業の加重平均からの乖離として推定されている。

(出所) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)をもとに筆者計算。

5、貿易自由化政策が産業賃金プレミアムに与えた影響

本章では4-2節で明らかにした高学歴労働者の賃金プレミアムの減少（賃金格差の縮小）に、実行関税率が産業賃金プレミアム、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに与えた影響を通して寄与したかを実証分析する。

ただし第3章で述べたように、実効関税率のデータが2000年1月から2005年12月までしか存在しないため、データの制約上、関税データの存在する2000年-2006年に限り産業賃金プレミアム、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムをプールし、CASEN2000に対して実行関税率はBecerra(2006)の2000年の第2四半期の平均、同2003に対して同2003年の第2四半期の平均、同2006年に対して同2005年の第4四半期の平均をデータとして用いることとする。

5-1 実行関税率と産業賃金プレミアム（第二段階の推定結果）

本節では実行関税率と産業賃金プレミアムの関する実証的な分析を行う。今一度、産業賃金プレミアムを通して関税率が賃金格差の拡大に与えた影響の実証を試みた手法を本稿としてまとめるならば以下のようなになる。①第一段階の推定で賃金関数から産業賃金プレミアムを推定しその有意性を確認する。②産業賃金プレミアムが低い産業程、非熟練労働者の雇用者比率が高いことを確認する。③分析対象当初において非熟練労働者の雇用者比率が高く、即ち②からもともと産業賃金プレミアムが低い産業程、より大きな関税率の減少を経験したことを確認する。④第二段階の推定で産業賃金プレミアムに対して、関税率が正で有意である、即ち関税率が低下すると産業賃金プレミアムが低下することを実証する、であった。ここまでの分析から、①、②は既に成立していることが確認されている。しかし4-2節で明らかにしたように本稿では賃金格差は縮小しているため、③分析対象当初において産業賃金プレミアムが高い産業程、より大きな実行関税率の減少を経験し、④実行関税率を有意に正であれば、産業賃金プレミアムを通して実行関税率が賃金格差の縮小に影響を与えたと考えられる。一方、③分析対象当初において産業賃金プレミアムが低い産業程、より大きな実行関税率の減少を経験したならば、④実行関税率が有意に負である必要がある。従って分析対象当初における産業賃金プレミアムと実行関税率の関係を示したうえで、実行関税率と産業賃金プレミアムの関する実証的な分析を行う必要があるが、その前に先行研究によれば、理論的には関税率と産業賃金プレミアムの間には、正、負両方の関係が想定しうることを確認する。

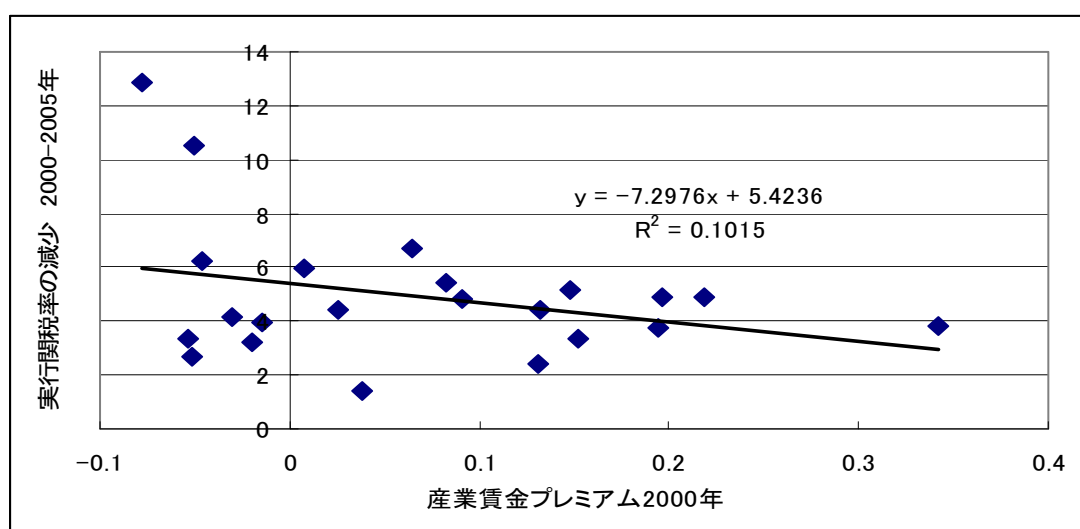
関税率が産業賃金プレミアムに対して正で有意である場合、理論的には第一に、Attanasio *et al.* (2004)が指摘するように特殊要素モデルからの説明が考えられる。この研究においては分析期間が約10年程度の短期・中期であるため、各産業の労働者は移動不可能要素と想定し、より関税が減少した特殊要素の相対賃金（即ち産業賃金プレミアム）が減少するというものである³⁹。第二はFeliciano (2001)やPavcnik *et al.* (2004)が指摘するように、産業レントに着目する議論である。これらによれば、関税による市場保護が産業レントを発生させていたため、その低下は産業レントを低下させ、それらの産業の相対賃金を低下させるというものである。一方負で有意である場合、Pavcnik *et al.* (2004)が指摘するように、関税率の減少が生産性の向上をもたらす可能性に着目する議論が想定されうる。これによれば、関税率の減少が競争を高め、より生産性を高めることによって、関税率の減少が各産業の

相対賃金を増加させるというものである。

図4は分析対象当初(2000年)における産業賃金プレミアムと実行関税率減少の関係を示している。これによれば、Attanasio *et al.* (2004)同様に、分析対象当初において産業賃金プレミアムが低い産業程、より大きな実行関税率の減少を経験した傾向にあることを示しているが、t値は-1.503であり、10%水準でも有意な関係にあるとはいえない。しかし少なくとも、前述の先行研究の手法を踏まえるならば、産業賃金プレミアムを通して実行関税率が賃金格差の縮小に影響を与えたとするためには、実行関税率は負で有意であることが適格的となる。

また第1章で述べた背景と目的の関連で重要であるのは、先行研究に対して、「貿易自由化開始時点に高い関税で保護されていたのは、比較優位財である非技能労働者集約的な産業である」という保護パターンが、農業部門などの一次産品部門も含めるならば、貿易自由化以前の保護パターンと技能集約度の関係は変りうる可能性を指摘した。しかし一次産品部門を含めた場合でも、本稿の分析から明らかになったことは、第3章において指摘したように、PTAsにおいて関税撤廃の例外項目が存在し、その撤廃プロセスが遅いために2000年において全産業の中で最も実行関税率が高く最も大きな実行関税率の減少を経験(12.9%)したのは農業部門であり、かつ第4章で示したように、全産業において産業賃金プレミアムが最も低く(表4参照)、かつ最も低学歴労働者の雇用者比率が高い(表5参照)のが農業部門であるということである。従って、本稿の分析からは、先行研究において見られた、「分析対象当初において最も非熟練労働者の雇用者比率が高く、産業賃金プレミアムが低い産業で、最も大きな関税率の減少を経験した」という保護パターンが2000年以降のチリにける農業部門においてもたしかにみられるが、貿易財部門全体としては、分析対象当初において産業賃金プレミアムが低い産業程、有意により大きな実行関税率の減少を経験した傾向にあることは確認できなかった。

図4 2000年の産業賃金プレミアムと実行関税率の減少の関係



(出所) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)および Becerra (2006)より筆者計算。

以下では実行関税率と産業賃金プレミアムの関する実証的な分析を行う方法を説明する。説明変数には実行関税率に加えて、第1章で述べたように、SBTCが賃金格差を生じさせているという先行研究の指摘を踏まえ、各産業における貿易自由化政策とは無関係に生じていると考えられるSBTCの影響をコントロールするため、各産業における、技術者、専門家の雇用者比率の合計を含めた⁴⁰。また貿易に関連した各産業の性質をコントロールするため、Attanasio *et al.* (2004)に従い、1年のラグをとった各産業の輸出額、輸入額⁴¹を加えたものも推定した。また4-1節で示したように、2000年以降の労働者の学歴水準の変化は小さいが、全産業に共通な労働供給側の変化およびマクロ経済的な変動は年次ダミー Y で吸収するものとする。観察不可能なtime-invariantな産業固有の特性は、産業の固定効果、産業ダミーで吸収ないし一次階差で消去する。また以下で述べるように、パネル分析においてはモデル選択に関する検定、WLS推定においては産業ダミーに関する有意性の検定を行う。

以下が推定式である。

$$(3) \quad wp_{jt} = cons + T'_{jt}\alpha + Y_t + u_{jt}$$

ここで T が年次ダミーを除くすべての上記説明変数からなるベクトルである。本稿はこれを疑似パネルデータとして分析する（一次階差の場合は分散のロバスト修正を行う）。またAttanasio *et al.* (2004)およびPavcnik *et al.* (2004)に従って、この被説明変数自体が第一段階で推定された、有意性の異なるものであるので、第一段階で推定した wp の有意性の高い産業により大きなウェイトを持たせるため、第一段階でHaisken-Denew and Schmidt(1997)の方法を用いて推定した wp の標準誤差の逆数をウェイトとして用いる、加重最小自乗法(WLS)で推定する方法の両方を行う。なお、WLS推定の場合は同一主体内で誤差項の系列相関はないものと仮定する⁴²。

またAttanasio *et al.* (2004)では政治的圧力などによる関税率の内生性の可能性を考慮した2段階最小自乗法(2SLS)による推定も行っている。本稿もPTAsによる関税撤廃の例外項目の存在が様々な政治的圧力の影響を受けたものであり、かつ賃金はそのような政治的圧力と相関しているとならば、実行関税率の産業賃金プレミアムに対する内生性が存在する可能性は否定できないため、実行関税率の内生性をチェックするため、実行関税率に対して、プレサンプルの実行関税率(2000年の第1四半期の平均実行関税率)×説明変数と同時点のMFN関税率を操作変数として、Wu-Hausman検定を行った。Wu-Hausman検定の手順は、実行関税率を、すべての外生変数(操作変数と(3)式の実行関税率以外の産業ダミー、年次ダミーを含むすべての説明変数)で回帰し、その回帰残差を元の推定式(3)式に加えて回帰する。ここで回帰残差が有意であれば、実行関税率が内生変数であることになる。2000年の第1四半期の平均実行関税率はラグ付き内生変数(先決変数)であり、第3章で述べたようにこの期間のチリではMFN関税率は每期全産業で完全に一律なので産業賃金プレミアムに対して完全に外生的なので、プレサンプルの実行関税率×説明変数と同時点のMFN関税率は外生変数とみなして問題ないとする。また2000年の第1四半期の平均実行関税率と説明変数として用いている各時点の実行関税率は正で有意に相関、

かつ実行関税率は全産業で全体的に減少傾向にあり、MFN 関税率も一律に減少しているので実行関税率と MFN 関税率は正で有意に相関、従ってプレサンプルの実行関税率×説明変数と同時点の MFN 関税率は実行関税率と正で有意に相関しており、操作変数の条件を満たすと考えられる。

(3)式の結果は表7に示されている。表7の1-8列でパネル分析の結果、9-14列でWLS推定の結果が示されている。この結果から、実行関税率は、プールOLS、WLS推定の産業ダミーを入れないモデルでは、負で有意であるが、このモデルは高い有意水準で棄却され、最適モデルとして選択された固定効果モデル、WLS推定の産業ダミーを入れたモデルおよび一次階差では、実行関税率は負ではあるが有意ではなく、実行関税率の関税率の大きさも絶対値で小さくなっている。どちらにおいてもF検定の有意性は極めて高く、産業の固定効果、産業ダミーの有意性はきわめて高い。このことは産業賃金プレミアムと、実行関税率の両方に相関するような、この定式化では観察不可能でtime-invariantな産業固有の特性が存在し、この産業固有の特性をコントロールすれば、実行関税率の効果が消えてしまうことを示している。また、輸出額もプールOLS、WLS推定の産業ダミーを入れないモデルでは、正で有意であるが、最適モデルとして選択された固定効果モデル、WLS推定の産業ダミーを入れたモデルおよび一次階差では、輸出額は有意ではなかった。これらのことは、先に実行関税率が負で有意である場合、実行関税率の減少が生産性の向上をもたらす可能性を指摘したが、6年という短期の期間においては、実行関税率の低下や輸出の拡大が生産性を向上させるというよりも、生産性の高いような産業特性を持っている産業程、実行関税率も低く、かつ産業賃金プレミアムも高いものと考えられる。

技術者・専門家比率はすべてのモデルにおいて正で有意であった。このことはよりSBTCが生じている産業程、生産性も高く、産業賃金プレミアムと高くなると解釈すれば問題ないであろう。なお、Wu-Hausman検定の結果は、OLS推定で回帰残差のP値は0.501、WLS推定で0.383であり、実行関税率の外生性を高い有意水準で棄却できないことを示しており、実行関税率を外生変数として扱って特段の問題はないものと考えられる。これは経済自由化政策導入期以降のチリにおいては、貿易政策を含む政策決定の過程がテクノクラート化されており、各利害集団の要求などの政治的なlobbyingの余地が少ないことを考えれば、チリの現実と適合的であるといえるであろう。

表7 第二段階の推定：実行関税率と産業賃金プレミアム 2000-2006年

	1	2	3	4	5	6	7	8
実行関税率	-0.0009 0.0042	-0.0048 0.0041	-0.0191 *** 0.0060	-0.0015 0.0030	-0.0013 0.0042	-0.0062 0.0043	-0.0142 *** 0.0053	-0.0017 0.0027
技術者・専門家比率	0.4722 *** 0.0741	0.5191 *** 0.0732	0.6474 *** 0.1091	0.5483 *** 0.0868	0.4572 *** 0.0758	0.5250 *** 0.0771	0.6215 *** 0.0945	0.5291 *** 0.0682
輸出額比率					-0.000001 0.000005	0.000008 0.000005	0.000021 *** 0.000005	-0.000001 0.000005
輸入額比率					0.000014 0.000012	0.000019 0.000010	0.000024 *** 0.000009	0.000022 0.000023
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Robust推定	no	no	no	yes	no	no	no	yes
モデル	固定効果	変量効果	プールOLS	一次階差	固定効果	変量効果	プールOLS	一次階差
サンプル数	66	66	66	44	66	66	66	44
グループ数	22	22	22		22	22	22	
R-squared			0.4843	0.5809			0.6374	0.6026
within	0.5345	0.5261			0.5516	0.5043		
between	0.4339	0.4783			0.4195	0.6589		
overall	0.4085	0.4470			0.4149	0.5894		
モデル選択	Hausman test: 13.31*** Breusch and Pagan test: 30.24*** F test: 11.94***				Hausman test: 43.46*** Breusch and Pagan test: 14.58*** F test: 7.79***			
最適モデル	固定効果				固定効果			

	9	10	11	12	13	14
実行関税率	-0.0008 <i>0.0021</i>	-0.0125 <i>0.0050</i> **	-0.0008 <i>0.0021</i>	-0.0007 <i>0.0022</i>	-0.0114 <i>0.0044</i> **	-0.0007 <i>0.0022</i>
技術者・専門家比率	0.4494 *** <i>0.0821</i>	0.8626 *** <i>0.1260</i>	0.4494 *** <i>0.0821</i>	0.4411 *** <i>0.0859</i>	0.8235 *** <i>0.1115</i>	0.4411 *** <i>0.0859</i>
輸出額比率				-0.000002 <i>0.000004</i>	0.000022 <i>0.000005</i> ***	-0.000002 <i>0.000004</i>
輸入額比率				-0.000001 <i>0.000011</i>	0.000016 <i>0.000011</i>	-0.000001 <i>0.000011</i>
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	no	no	yes	no	no
一次階差	no	no	yes	no	no	yes
WLS	yes	yes	yes	yes	yes	yes
サンプル数	66	66	44	66	66	44
R-squared	0.9675	0.5281	0.4126	0.9677	0.6595	0.4166
F test: 25.71***				F test: 17.25***		
最適モデル	産業ダミー: yes			産業ダミー: yes		

注 イタリックは標準誤差、***は1%水準、**は5%水準で有意をそれぞれ示す。

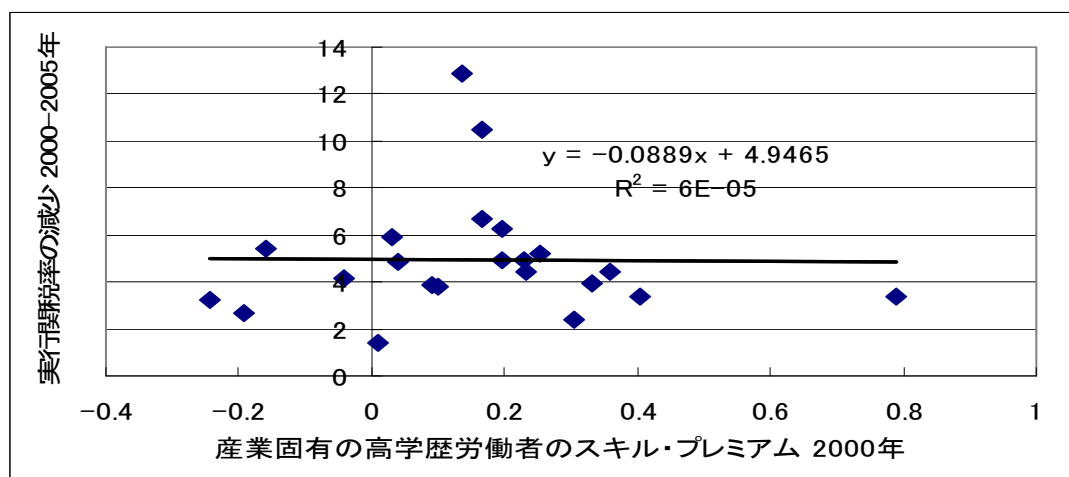
(出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)*および *Becerra (2006)*より筆者計算。

5-2 実行関税率と産業賃金プレミアム（第二段階の推定結果）

本節では実行関税率と産業賃金プレミアムの関する実証的な分析を行う。4-4 節で述べたように、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを通して関税率が賃金格差の縮小に与えた影響の実証を試みた手法を本稿としてまとめるならば以下のものであった。(1) 第一段階の推定で賃金関数から産業賃金プレミアムを推定しその有意性を確認する。(2) 分析対象当初においてより産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが高い産業程、より大きな関税率の減少を経験したことを確認する。(3) 第二段階の推定で産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに対して、関税率が正で有意であることを実証する、であった。

以下の図5では分析対象当初における産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと実行関税率の関係を示している。この図からは、分析対象当初における産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと実行関税率の減少の間に全く有意な関係がないことを示しており、このことは、おそらく産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを通しては実行関税率が賃金格差の縮小に影響を与えたとはいえないことを示唆しているが、以下で5-1 節同様に実行関税率と産業賃金プレミアムに関する実証的な分析を行う。

図6 2000年の産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと実行関税率の減少の関係



(出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional*(CASEN)および *Becerra* (2006)より筆者計算。

用いる推定式と方法は 5-1 節の産業賃金プレミアムと全く同じである。

$$(4) \quad swp_{jt} = cons + T_{jt}'\alpha + Y_t + u_{jt}$$

(4)式の結果は表 8 に示されている。表 7 と同様に、1-8 列でパネル分析の結果、9-14 列で WLS 推定の結果が示されている。結果、実行関税率はすべてのモデルにおいて有意ではなかった。また産業賃金プレミアムと比較した顕著な特徴として、最適モデルとしてパネル分析ではプール OLS、WLS 推定では産業ダミーを入れないモデルが選択されており、どちらにおいても産業の固定効果、産業ダミーの有意性がきわめて低く、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムにおいては観察不可能な time-invariant な産業固有の特性がほとんど存在しないことを示している。

また技術者・専門家比率はパネル分析においては正で有意であった。このことはより SBTC が生じている産業程、より高学歴労働者の需要が多く、高学歴労働者が追加的に受け取る賃金プレミアムが多いという、SBTC の定義通りの解釈をすれば問題ないと考えられるが、なぜか輸出額、輸入額を加えた WLS 推定では技術者・専門家比率は有意ではなく、ロバストな結果にならなかった。またプール OLS において 10%水準ながら、輸入額が負で有意になった。このことは輸入が増加することは産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムを低下することを意味しており、先行研究が指摘するような、技能労働者と補完的な資本財輸入の増加により高学歴労働者の賃金プレミアムが高まるという結果とは反対である。このことは定説に反して、資本財輸入は高学歴労働者と補完的であるよりも代替的であることを示唆しているかもしれないが、この点に関しては別途検証が必要であろう。なお、Wu-Hausman 検定の結果は、OLS 推定で回帰残差の P 値は 0.118、WLS 推定で 0.949 であり、実行関税率の外生性を棄却できないことを示しており、実行関税率を外生変数として扱って特段の問題はないものと考えられる。

表 8 第二段階の推定: 実行関税率と産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアム 2000-2006 年

	1	2	3	4	5	6	7	8
実行関税率	0.0080 <i>0.0251</i>	0.0191 <i>0.0178</i>	0.0191 <i>0.0175</i>	-0.0064 <i>0.0230</i>	0.0093 <i>0.0255</i>	0.0176 <i>0.0179</i>	0.0176 <i>0.0177</i>	-0.0061 <i>0.0231</i>
技術者・専門家比率	1.3633 *** <i>0.4429</i>	0.7482 ** <i>0.3206</i>	0.6804 ** <i>0.3161</i>	2.1980 *** <i>0.5532</i>	1.4098 *** <i>0.4551</i>	0.8421 *** <i>0.3217</i>	0.7825 ** <i>0.3170</i>	2.2336 *** <i>0.5794</i>
輸出額比率					-0.000013 <i>0.000030</i>	-0.000006 <i>0.000016</i>	-0.000005 <i>0.000016</i>	-0.000007 <i>0.000023</i>
輸入額比率					-0.000068 <i>0.000074</i>	-0.000058 * <i>0.000031</i>	-0.000057 * <i>0.000030</i>	-0.000064 <i>0.000112</i>
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Robust推定	no	no	no	yes	no	no	no	yes
モデル	固定効果	変量効果	プールOLS	一次階差	固定効果	変量効果	プールOLS	一次階差
サンプル数	66	66	66	44	66	66	66	44
グループ数	22	22	22		22	22	22	
R-squared			0.1829	0.4845			0.2298	0.4918
within	0.3274	0.2986			0.3455	0.3218		
between	0.0002	0.0021			0.0384	0.0713		
overall	0.1507	0.1825			0.2024	0.2295		
モデル選択	Hausman test: 4.07 Breusch and Pagan test: 0.30 F test: 1.35				Hausman test: 3.42 Breusch and Pagan test: 0.12 F test: 1.18			
最適モデル	プールOLS				プールOLS			

	9	10	11	12	13	14
実行関税率	-0.0030 <i>0.0142</i>	0.0000 <i>0.0110</i>	-0.0030 <i>0.0142</i>	-0.0011 <i>0.0144</i>	0.0009 <i>0.0112</i>	-0.0011 <i>0.0144</i>
技術者・専門家比率	0.7713 * <i>0.4536</i>	0.1450 <i>0.2387</i>	0.7713 * <i>0.4536</i>	0.7806 <i>0.4699</i>	0.1998 <i>0.2413</i>	0.7806 <i>0.4699</i>
輸出額比率				-0.000001 <i>0.000019</i>	-0.000006 <i>0.000010</i>	-0.000001 <i>0.000019</i>
輸入額比率				-0.000068 <i>0.000063</i>	-0.000035 <i>0.000024</i>	-0.000068 <i>0.000063</i>
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	no	no	yes	no	no
一次階差	no	no	yes	no	no	yes
WLS	yes	yes	yes	yes	yes	yes
サンプル数	66	66	44	66	66	44
R-squared	0.4383	0.0505	0.0120	0.4557	0.0865	0.0428
F test: 1.31				F test: 1.23		
最適モデル	産業ダミー: no			産業ダミー: no		

注 イタリックは標準誤差、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意をそれぞれ示す。

(出所) *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional(CASEN)*および *Becerra (2006)*より筆者計算。

6、結論と今後の課題

本稿は、1990年以降のチリを事例として、初期の改革が終了した経済自由化政策の定着期において、一次産品関連産業を含む全貿易財部門を分析の対象とした場合に、貿易自由化政策が、賃金格差において従来主張されてきたものとは異なる結果をもたらしたかを、産業賃金プレミアムに着目して、チリ全国を対象とした家計調査データCASENおよびPTAsの発効によって適用される実行関税率を用いて分析した。

まず、1996年から1998年を除いて、高学歴労働者の賃金プレミアム、即ち高学歴労働者と低学歴労働者間の賃金格差が縮小傾向にあることを明らかにした。その上で、実行関税率のデータの存在する2000年以降に関して、高学歴労働者の賃金プレミアムの低下に、実行関税率が産業賃金プレミアムに与えた影響を通して寄与したかを分析した。その結果からは、確かに産業賃金プレミアムに産業間で相当の差異が存在し、チリにおいても産業間労働移動が不完全であることを確認したが、1992年から2006年全体を通して、産業賃金プレミアムの構造は安定的であることが明らかになった。次に先行研究において見られた、産業賃金プレミアムが低い産業程、非熟練労働者の雇用者比率が高い関係が同期間のチリでも存在することを確認し、特に最も低学歴労働者の雇用者比率が高い農業部門において、産業賃金プレミアムが低く、かつ最も大きな関税率の減少を経験したことを確認した。しかし、貿易財部門全体としては、分析対象当初において産業賃金プレミアムが低い産業程、有意により大きな実行関税率の減少を経験した傾向にあることは確認できず、産業賃金プレミアムに対して、実行関税率が有意に負の関係にあることも確認できなかった。ただし、産業賃金プレミアムの決定要因において、観察不可能でtime-invariantな産業固有の特性が大きな要因になっていることが明らかになった。

一方、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに関しては、確かに高学歴労働者に対する産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムが存在し、産業間で相当の差異が存在することは確認されたが、分析対象当初における産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと実行関税率の減少の間に有意な関係を全く確認できず、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの決定要因においても、実行関税率は全く有意な変数とならず、実行関税率が産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに与えた影響を通して賃金格差を縮小させたという事実は確認できなかった。

以上より、結論として、本稿の分析からは、先行研究に従った方法では実行関税率が産業賃金プレミアム及び、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに与えた影響を通して賃金格差を縮小させたという事実は本稿の実証分析からは確認できなかった。

本稿の先行研究に対する貢献は、第2章で述べた通り、チリにおける貿易自由化と賃金格差に関する研究がきわめて少なく、他のラテンアメリカ諸国においても関税率を用いて貿易自由化と賃金格差の関係を実証した研究は少ない中で、1990年以降のチリを対象にして先行研究では用いていなかった実行関税率を用いて貿易自由化と賃金格差の関係を分析し、これまでのチリを対象とした先行研究とは異なり、1990年以降に関しては少なくとも貿易自由化が賃金格差の拡大に寄与したということは確認できないことを示したことである。

今後の課題としては、第一に2000年以降のチリに関して、貿易自由化政策が賃金格差に与えた影響があるとすれば、それはどのような経路を通してであるかを解明することである。Sala-i-Martin (2009)は、PTAsによる貿易自由化政策が、貧困緩和に与えた主要な影響は、必ずしも従来の貿易理論ではとらえることのできなかつた貿易の動態的效果によるものであることを指摘している。本稿がその存在を示した、産業賃金プレミアムを高め、かつ実行関税率をより低くするような産業特性は、Sala-i-Martin (2009)が指摘するような貿易の動態的效果によってもたらされるものと考えられるかもしれない。とりわけ、1990年以降のチリが、ロックイン効果を伴ったPTAsを促進してきたことをはじめ、この期間のチリにおける最大の特色が経済政策の継続性が保たれてきたことであることを考えれば、効率性や生産性の向上をもたらすような制度能力が、そのような動態的效果によってもたらされたものと考えられることもできるかもしれない。しかしそれが具体的にどのようなメカニズムによるものであるかということに関しては今後の課題としたい。

第二に、第二段階の分析において用いる一層のデータの改善があげられる。本稿では、産業賃金プレミアムおよび産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムと実行関税率の分析に関しては2000年以降しかデータの制約上行うことができず、また輸出額、輸入額に関しても、各産業における一次産品部門も含めたISICに対応した生産額のデータが入手できないため各産業の生産額に占める輸出額、輸入額比率ではなく、輸出額、輸入額自体を用いざるを得なかった。また第一の点とも関連するが、例えば直接投資など、本稿では全く分析の対象とできなかった他の貿易自由化に関する指標が、本稿で観察不可能とした産業固有の特性の一部である可能性もある。これらのデータをさらにそろえることで、家計調査データの存在する1992年以降の全期間を対象とした分析を行うことが今後の課題である。

補論

Haisken-Denew and Schmidt(1997)の restricted least square の手法を用いた産業賃金プレミアムおよび産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの求め方について

以下の回帰モデルを考える。

$$(A.1) \quad y = Z\delta + X\beta + \varepsilon$$

今、サンプルが n 個あり、 k 個の産業とそれ以外に g 個の説明変数があるとする。 y は $n \times 1$ の被説明変数のベクトル、 Z は産業ダミー（産業賃金プレミアムの場合）または産業ダミーと高学歴労働者ダミーの交差項（産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの場合）を除いた説明変数からなる $n \times g$ 行列、 X は定数項と産業ダミー（産業賃金プレミアムの場合）または産業ダミーと高学歴労働者ダミーの交差項（産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの場合）を含む $n \times (k+1)$ 行列、 δ は $g \times 1$ ベクトル、 β は $(k+1) \times 1$ ベクトルである。通常の OLS 推定では X に k 個の産業ダミーまたは産業ダミーと高学歴労働者ダミーの交差項を入れたならば、完全な多重共線性が生じて推定不可能であるので、以下のような制約を加える。

$$(A.2) \quad w' \beta = 0$$

ここで、 w は $w = (0, w_1 \cdots w_k)'$ 、 $w'_i = 1$ であり、産業賃金プレミアムの場合は w として各産業の雇用者比率、産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムの場合は高学歴労働者全体を 1 とした場合の高学歴労働者が各産業で雇用される比率を用いた。ラグランジェ乗数を λ 、(2) を制約条件としたもとの、制約付き最小自乗推定量（restricted least square）を求めるには

$$(A.3) \quad L = (y - Z\delta - X\beta)'(y - Z\delta - X\beta) + \lambda(w' \beta)$$

を最小にする δ 、 β 、 λ を求めればよい。従って、一階条件は、

$$(A.4) \quad \frac{\partial L}{\partial \delta} = -Z'(y - Z\delta - X\beta) = 0$$

$$(A.5) \quad \frac{\partial L}{\partial \beta} = -X'(y - Z\delta - X\beta) + \lambda w = 0$$

$$(A.6) \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = w' \beta = 0$$

である。(A.4)-(A.6) を行列表記してその解を $\hat{\delta}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\lambda}$ と記せば、

$$(A.7) \quad \begin{pmatrix} Z'Z & Z'X & 0 \\ X'Z & X'X & w \\ 0 & w' & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \\ \hat{\lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z'y \\ X'y \\ 0 \end{pmatrix}$$

となり、

$$(A.8) \quad \begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \\ \hat{\lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z'Z & Z'X & 0 \\ X'Z & XX & w \\ 0 & w' & 0 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} Z'y \\ X'y \\ 0 \end{pmatrix}$$

が得られ、これは即ち Haisken-Denew and Schmidt(1997)の(2)式が導出された。

$$\text{今、} \begin{pmatrix} Z'Z & Z'X & 0 \\ X'Z & XX & w \\ 0 & w' & 0 \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{pmatrix}$$

と表記するならば、 $\hat{\delta}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\lambda}$ の分散は Haisken-Denew and Schmidt(1997)の(3)式

$$(A.9) \quad \text{Var} \begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \sigma_{\varepsilon}^2 \begin{pmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{pmatrix}$$

で与えられる。ただし、 σ_{ε}^2 は未知であるので X の産業ダミーを一つ落とした通常の OLS

推定から求めた回帰残差から推定した。STATA で求めた $\hat{\delta}$ およびその標準誤差は Matlab

を用いて計算した上記(A.8)式およびから(A.9)式求めた $\hat{\delta}$ およびその標準誤差が完全に一

致すること、および σ_{ε}^2 を求めるにあたりどこの産業をベースカテゴリーにしようと $\hat{\beta}$ の

結果が変わらないことは確認済みである。

付記

* 本稿は、筆者が 2009 年 6 月から 11 月においてインターンとして参加した国連ラテンアメリカ・カリブ経済委員会 (*Economic Commission for Latin America and the Caribbean*、英略称 ECLAC、西略称 CEPAL)の国際貿易・地域統合部門におけるリサーチプロジェクト

“Poverty, Trade Policy and Complementary Policies”の研究成果の一部を日本語に訳して加筆修正したものである。ECLAC の Statistics and Economic Projections 部門より、*Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)*の提供を受けることができ、同部門の Xavier Mancero 氏には、CASEN のデータの解釈に関して、懇切丁寧なご教示を何度もいただいた。また桑山幹夫氏(ECLAC)、Ekaterina Krivonos 氏(元 ECLAC)、José Dúran 氏、Andrea Pellandora 氏、Sebastian Faundez 氏 (以上 ECLAC)、西島章次先生 (神戸大学)、浜口伸明先生 (神戸大学)、松下幸敏先生 (筑波大学) よりそれぞれ貴重なご教示をいただいた。記して心より感謝申し上げます。また本稿の加筆修正の成果の多くは、筆者が帰国後、西島ゼミやラテン・アメリカ政経学会における報告において行ったものをまとめたものであるが、そこにおいて有益なご教示、コメントをいただいた佐藤隆広先生 (神戸大学)、野村友和先生 (神戸大学)、久松佳彰先生 (東洋大学)、福味敦先生 (東海大学) および西島ゼミの参加者の皆様にも心より感謝を表す。ありうるべき誤りの責が筆者にあることは言うまでもない。

+ 神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程在学。

注記

¹ 個々のラテンアメリカ諸国における貿易自由化と賃金格差に関する研究の手法と結果に関するまとめは、例えば Giordano and Florez (2009: 99-103)参照のこと。

² ラテンアメリカ諸国は非技能労働者が相対的に豊富であるが、国家主導の輸入代替工業化政策のもと、要素賦存にふさわしくない比較劣位な技能労働者集約的な産業を保護していたため、貿易自由化によって、賃金格差は縮小するというのがストルパー・サミュエル効果による結果のはずであった。

³ この点に関しては例えば Baldwin(2004)参照のこと。

⁴ 近年、ラテンアメリカ諸国において、家計調査データの整備が進んできているといえ、農村を含む全国を対象とした家計調査データは少ない。

⁵ 近年のラテンアメリカ各国における一次産品輸出の拡大を分析した邦語文献としては星野(2007)があげられる。

⁶ Goldberg and Pavcnic (2007:70).

⁷ 例えば Pavcnik *et al.* (2004:331)参照のこと。

⁸ 例えば Attanasio *et al.* (2004)の Fig.1、Fig.2 参照のこと。

⁹ 以上に関する記述は *Ibid*:355-356、364 参照のこと。

¹⁰ アジェンデ政権末期の 1973 年においては、様々な非関税障壁の存在とともに、関税率は産業間で 0%から 750%ものばらつきがあり、平均で 94%であったが、ピノチェ政権による貿易自由化政策により、順次、産業間のばらつきは削減され、1979 年に至り、一律 10%の関税率が適用されるに至った。これに関しては、Macario (2000: 54)や、Ffrench-Davis (2002: 168)などを参照のこと。

¹¹ データの出所は *World Integrated Trade Solution (WITS)*による。

¹² これに関する詳細は例えば Ffrench-Davis (2002: 170-171)、Ffrench-Davis (2010: 150-152)参照のこと。

¹³ PTAs のスタイルの相違に関しては、Kuwayama (2003: 184-185)に詳しい。詳細は http://www.sice.oas.org/agreements_e.asp および Kuwayama (2003: 178-179)参照のこと。

¹⁴ これらの発効年月日、協定内容の詳細に関しては http://www.sice.oas.org/agreements_e.asp および Kuwayama (2003: 178-179)で参照できる。

¹⁵ これらの発効年月日、協定内容の詳細に関しては *Ibid.* で参照できる。

¹⁶ この輸入額比率は、*World Integrated Trade Solution (WITS)*のデータをもとに、http://www.sice.oas.org/agreements_e.asp および Kuwayama (2003: 178-179)の提供する PTAs の発効年を調べ、筆者が計算した。

¹⁷ PTAs の発行の結果、各産業の実行関税率が MFN 関税率から乖離し、一律でなくなっている点に関しては、Macario (2000: 54-55)でも指摘されている。各産業の実行関税率は、PTAs を発効している国のそれぞれの実行関税率および PTAs を発効していない国の MFN 関税率を、その国の全輸入額比率に定める割合で加重平均することで求められる *import-weighted average applied tariffs* である。例えば、チリが *i* 財 (産業) を中国とアメリカの 2 国から輸入しているとして、アメリカとは PTAs を発効し、中国とはしていないとすると、

$$\tau^i = \tau_{MFN}^i \times \frac{M_{China}^i}{M^i} + \tau_{FTAUSA}^i \times \frac{M_{USA}^i}{M^i}$$

として *i* 財の *import-weighted applied tariffs* は求まる。ただし、Becerra (2006: 29-32)を見ると、PTAs を発効していない国の実行関税率も、厳密には MFN 関税率よりも低い場合がある。実行関税率は、基本的に、特惠マージンの結果、実行関税率は MFN 関税率よりも低くなるが、農業部門を中心に、関税撤廃における例外項目の存在のために、MFN 関税率よりも高くなる場合もある。関税撤廃過程における例外項目の一覧に関しては Schuschny *et al.*

(2007: 101-102)を参照のこと。

¹⁸ 詳細は Agosin (1999: 255-256)参照のこと。

¹⁹ 1974年(経済自由化政策以降)のチリ経済に関して包括的に論じている Ffrench-Davis (2008)においても、1990年以降の互恵的な貿易自由化政策による実行関税率の減少のデータに関しては Becerra (2006)を用いている。Ffrench-Davis (2008:255)参照のこと。

²⁰ 以上は Becerra (2006: 21-26)に書かれている原語(スペイン語)の項目名から、ISIC Rev.2との対応関係をもとに筆者が確認した。

²¹ 2000年の第2四半期のデータを2000年のデータとして扱うのは、5章において、2000年第1四半期をプレサンプルのデータとして、実行関税率の内生性の検定に用いるためである。

²² ISIC(国際標準産業分類)の日本語訳は、日本標準産業分類を参考に筆者が行ったものであり、その日本語訳の責は筆者にある。表1、表5に関しては英語を併記した。

²³ 1990年も利用可能であるが、産業分類がISICでなされていないため、本稿では用いなかった。

²⁴ CASEN自体の質問表を除いて、この家計調査に関して簡潔に説明したものとして Valdés (1999)があげられる。

²⁵ チリでは労働力人口を定義するにあたり、14歳以上人口を用いているため、本稿もそれに従った。チリ政府機関による公式統計としては例えば Banco Central de Chile (2002: 459-462)参照のこと。

²⁶ サンプルを賃金がある者のみに限定することは、潜在的に失業によるサンプル・セレクションバイアスを引き起こしうるが、特に本稿では、それに対処するためにヘックマンタイプの分析は行わなかった。理由としては第一にこの期間のチリ、特に1990年から1998年に関しては失業率自体が6%程度で低い。(ただしアジア通貨危機とその後の必ずしも適切でないマクロ経済政策によって引き起こされたとされる「失われた5年」と呼ばれた1998年から2003年に関して(これに関しては Ffrench-Davis(2010)参照のこと)は失業率15%まで跳ね上がり、その後10%程度まで改善している。)第二に、主要方程式が「賃金労働者」ではなく「賃金労働者かつ被雇用者」であるため、参加方程式において、賃金には影響を与えないが、「賃金労働者かつ被雇用者」であることの決定因となるような操作変数が管見ではみつからない。第三に、第一の失業率の程度を考えれば、他の諸変数でも、無回答、不明、異常値と判断しうるため、全サンプル数の5%以上を除外させており、かつそれらが賃金に対してランダムであるという保証が何もないものが多数あるため、賃金がない者を脱落させることのみをセレクション・バイアスを生じさせるものとして対処する特段の理由はないと考える。

²⁷ 雇用主、自営業者に関しては2006年調査では、労働時間が不明であるため、時間当たり賃金を計算することができないため、他の年と比較可能な推定を行う必要から、すべての年に関して、雇用主、自営業者はサンプルから脱落させた。また自営業者は資産所得と賃金所得を区別することが難しく、賃金を正確に計測することは困難であるため、賃金関数の推定においてサンプルから脱落させることが一般的であると考えられる。

²⁸ チリにおける中等教育(4年)修了後の各種専門学校としては4年制の専門資格を授与するIP(Instituto Profesional、高等専門学校)、2年制の短期職業課程であるCFT(Centro de Formación Técnica、技術教育センター)があげられる。

²⁹ Attanasio *et al.* (2004)では、技能労働者を中等教育(高校)終了以上としているが、他のラテンアメリカ諸国と比較してもチリでは教育の普及が進んでいるため、このような3分類によって大学、各種専門学校卒業ないし大学中退を高学歴労働者とする定義を用いた。

³⁰ 貿易財セクターに関しては前述の Becerra (2006)に従って分類、非貿易財部門に関してはISIC Rev.2 2digitsで分類し、ISIC50(建設業)をベースカテゴリーとしている。

³¹ ただし、説明変数がダミー変数の場合は、ダミー変数の係数そのものは当該説明変数1

単位の変化が引き起こす賃金の変化率を示しておらず注意が必要であり、あるダミー変数の係数を c とすれば $\exp(c)-1$ とすることで同様の解釈が可能である。Halvorsen and Palmquist (1980)参照のこと。従って、表 2 では賃金関数から求めた係数 β_1 を $\exp(\beta_1)-1$ とした値を表示している。

³² 被雇用者数の規模ダミーに関する分類はチリにおける大企業、中小企業間の生産性の異質性を分析した Infante y Sunkel (2009)に従っている。それによれば、被雇用者数が 9 人以下の企業を低生産性の企業としている。

³³ 原語は”trabajadores no calificados”であり、この定訳は「非熟練労働者」であるが、CASEN の職種分類における”trabajadores no calificados”と本稿の定義する低学歴労働者は統計上一致せず、賃金関数の推定において多重共線性の問題は生じない。

³⁴ 人口規模が最大であるためベースカテゴリーとした。

³⁵ これは、第 5 章において述べるように、第二段階の推定で、より産業賃金プレミアムの有意性の高い（即ち分散および標準誤差が小さい）産業により大きなウェイトをかけるために、WLS 推定を行うので、そのために各産業賃金プレミアムの正確な分散を推定する必要があるが、特定の産業をベースカテゴリーからの乖離として産業賃金プレミアムを推定した場合、①ベースカテゴリーとした産業の分散がそもそもとまらない、②第二段階で使用しない非貿易財部門のいずれかの産業をベースカテゴリーにした場合も、どの産業をベースカテゴリーにするかによって、産業賃金プレミアムの有意性も異なり第二段階で使用するウェイトとする分散が異なってしまう。従ってこれらの問題を回避するために、より正確な分散を推定できるこの手法を用いていると考えられる。

³⁶ ただし Pavcnik *et al.* (2004):では相関係数は-0.89 から-0.8 であり、本稿ではそれほど明確な傾向にあるわけではない。

³⁷ Pavcnik *et al.* (2004:337).

³⁸ Attanasio *et al.* (2004)と Pavcnik *et al.* (2004)では産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアムに関して明示的に「特殊要素モデル」という表現は使われていないが、「(高学歴労働者の)労働移動が短期においては制限されているならば (Attanasio *et al.* (2004: 344))」とあり、ここで想定されているのは、特殊要素モデルであると考えられる。今、高学歴労働者を移動不可能要素、低学歴労働者を移動可能要素と考えるならば、より関税が減少した特殊要素の相対賃金（即ち産業固有の高学歴労働者のスキル・プレミアム）が減少することになる。

³⁹ Attanasio *et al.* (2004: 331)において、この場合、移動可能要素が何であるのかということに関しては説明がなされていない。

⁴⁰ SBTC に関する代理変数としては、各産業の高学歴労働者の雇用者比率を用いるという方法も考えられるが、これは理論的に、労働市場の需給関係の結果で決まる内生変数であると考えられるので、技術者、専門家の雇用者比率の合計を用いた。しかしこれもまた内生変数であることは否定できず、本来ならば技能労働者への需要のみを示すような産業特性に関する変数を用いるべきであるが、管見ではそのような変数を見つけることは困難であり、技術者、専門家の雇用者比率の合計を用いることとした。なお、この技術者、専門家の雇用者比率はサンプル・ウェイトを用いて算出している。

⁴¹ データの出所は *World Integrated Trade Solution (WITS)*による。単位は 1000000 ドルで表示している。貿易量は内生変数である可能性を理論上否定できないので 1 年のラグをとっている。その産業が輸出志向産業、輸入競争産業であるかなどの特性をより正しく把握するためには、輸出額、輸入額自体よりも、その産業の大きさを考慮した、各産業の生産額に占める輸出額、輸入額比率を用いるべきと考えるが、現在、一次産品部門も含めた ISIC に対応した生産額のデータが入手できないため輸出額、輸入額自体を用いている。

⁴² 同一主体内では誤差項の系列相関はないものと仮定した場合も、一次階差の場合は、誤差項の分散共分散行列は、対角行列にはならないため、ウェイト行列 V の対角化をおこな

って、両辺にかける $V^{-1/2}$ を求めている。

<参考文献>

[和文文献]

星野妙子、「ラテンアメリカ一次産品輸出産業の新展開」、『ラテンアメリカレポート』、24(2)、2-9、2007年11月。

[外国語文献]

Agosin, Manuel, “Chile: Comercio y crecimiento: realizaciones del pasado y perspectivas para el fuerto”, en CEPAL, *Nuevas políticas comerciales en América Latina y Asia: algunos casos nacionales*, Santiago: CEPAL, 1999, 205-270.

Attanasio, Orazio., Goldberg Pinelopi, and Pavcnik Nina, “Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia”, *Journal of Development Economics*, 74(2), August, 2004, 331-366.

Banco Central de Chile, *Chile Social and Economic Indicators: 1960-2000*, Santiago: Banco Central de Chile, 2002.

Baldwin, Robert, “Openness and growth: What’s the empirical relationship,” in Baldwin Robert and A.Winters (eds.) *Challenges to Globalization: Analyzing the Economics*, Chicago: University of Chicago Press, 2004.

Becerra Gonzalo, “Arancel efectivo de las importaciones chilenas: 2000-2005”, *Estudios Económicos Estadísticos*, 50, Banco Central de Chile, Febrero, 2006.

Beyer, Harald, Patricio Rojas and Rodrigo Vergara "Trade liberalization and wage inequality," *Journal of Development Economics*, 59 (1), June, 1999, 103-123.

Dúran, José, *Indicadores de comercio exterior y política comercial generalidades metodológicas e indicadores básicos*, Santiago :CEPAL, 2008.

Feliciano, Zadia M. “Workers and Trade Liberalization: The Impact of Trade Reforms in Mexico on Wages and Employment,” *Industrial and Labor Relations Review*, 55(1), October, 2001, 95–115.

Ffrench-Davis, Richard, *Economic Reforms in Chile: From Dictatorship to Democracy*, Ann Arbor: The University of Michigan Press, 2002.

Ffrench-Davis, Ricardo, *Chile entre el neoliberalismo y el crecimiento con equidad: Reformas y políticas económicas desde 1973*, Santiago: J.C. Sáez, 2008.

Ffrench-Davis, Ricard, *Economic Reforms in Chile: From Dictatorship to Democracy, 2nd ed.*, Houndmills, Basingstoke, Hampshire ; New York, N.Y. : Palgrave Macmillan, 2010.

Giordano Paolo and Victoria Florez, “Assessing the Trade and Poverty Nexus in Latin America”, in Giordano, Paolo (ed.) *Trade and Poverty in Latin America*, Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 2009, 83-124.

Goldberg, Pinelopi, Koujianou and Pavcnik Nina “Distributional Effects of Globalization in Developing Countries”, *Journal of Economic Literature*, 45(1), March, 2007, 39-82.

Haisken-DeNew, J.M and Christoph M. Schmidt, “Inter-industry and Inter-region Differentials: Mechanics and Interpretation”, *The Review of Economics and Statistics*, 79(3), August, 1997,

516-521.

- Halvorsen, Robert, and Raymond Palmquist, "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations," *American Economic Review*, 70(3), June, 1980, 474-475.
- Hanson, Gordon H. and Ann Harrison, "Trade liberalization and wage inequality in Mexico," *Industrial and Labor Relations Review*, 52(2), January, 1999, 271-288.
- Infante, Ricardo y Osvaldo Sunkel, "Chile: hacia un desarrollo inclusivo," *Revista de la CEPAL*, 97, abril 2009, 135-154.
- Kuwayama, Mikio, "The comprehensiveness of Chilean Free Trade Agreements", in Okamoto, Jiro (ed.) *Whither Free Trade Agreements?: Proliferation, Evaluation and Multilateralization*, Chiba: Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization, 2003, 175-215.
- Macario Carla, "Chile: In Search of New Export Drive", in Macario, Carla, Regis Bonelli, Adriaan ten Kate and Gunnar Niels, *Export growth in Latin America: policies and performance*, Boulder, Colo. : Lynne Rienner Publishers, 2000, 48-72.
- Pavcnik, Nina, Andreas Blom, Pinelopi Koujianou Goldberg and Norbert Schady, "Trade Liberalization and Industry Wage Structure: Evidence from Brazil," *World Bank Economic Review*, 18(3), 2004, 319-44.
- Robbins, Donald, "Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992: Changes in the Structure of Demand for Schooling," *Estudios de Economía*, 21(Special Issue), November, 1994, 49-78.
- Rodriguez, Francisco and Dani Rodrik , "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," *NBER Macroeconomics Annual 2000*, 15, January 2001, 261-325.
- Sáez, Sebastián y Juan Gabriel Valdés "Chile y su política comercial lateral," *Revista de la CEPAL*, 67, Abril 1999, 81-94.
- Sala-i-Martin, Xavier, "Economic Integration, Growth, and Poverty: Prospects for the Colombia-U.S. Free Trade Agreement", in Giordano, Paolo (ed.) *Trade and Poverty in Latin America*, Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 2009, 323-356.
- Schuschny, A., José Durán y Carlos de Miguel, *El modelo GTAP y las preferencias arancelarias en América Latina y el Caribe: reconciliando su año base con la evolución reciente de la agenda de liberalización regional*, Santiago: CEPAL, 2007.
- Valdés Alberto, "Poverty and Income Distribution in High-Growth Economy: Chile, 1987-95," Guillermo, Perry and Danny M. Leipziger, *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*, Washington, D.C.: World Bank, 1999, 227-264.