

最低賃金規制と農業経営

伊藤成朗

要約:

本稿では先行研究を選択的にレビューし、南アフリカでの雇用環境を考察した後に、最低賃金への雇用者の対応について南アフリカのデータを用いて吟味した。経済理論からは、労働市場が競争的かどうか、もしくは、平均採用費用の交差微分の符号によって、雇用量に与える効果が逆になることが示されている。先進国の実証結果は雇用効果が負かゼロか結果が分かれているが、一部研究では、最低賃金以下での雇用が多いと規制は雇用に負の影響を与えやすいことが示されている。南アフリカの商業農業調査データを用いて農家粗所得に与える影響を検討したところ、推計結果は実質賃金上昇率の高い農村部は農家粗所得は影響を受けず、労働を資本で代替していることと整合的な結果であった。これは最低賃金以下での雇用が多いことと整合的な結果である。今後は情報を拡充しながら最低賃金の影響をより詳細に考察していくことが必要である。

キーワード:

最低賃金、不完全競争、雇用、利潤、生産物価格、南アフリカ

背景

経済的後背地で操業することの多い農業は、近隣に豊富な未熟練労働を雇用することが多い。未熟練労働者とは低所得労働者とほぼ同義である。このため、農業雇用が貧困解消に与える影響は大きい。

利潤最大化を目指す雇用者は限界生産力と要素支払い(賃金)が等しい水準で生産要素(未熟練労働)を雇用する。通常の(凸性の)生産技術では、賃金が低いほど雇用者はより多くの労働を雇用する。未熟練労働が豊富なほど労働供給圧力によって賃金は低いので、経済的後背地であるほど雇用されて所得を得る人数は多い。

このような利潤最大化原則下の雇用が市場を通じた貧困解消手段と言えるのであれば、規制による貧困解消手段とも言うべき方法も政策担当者に根強く支持されている。その古典的な例が最低賃金規制である。最低賃金規制は一定水準以下の賃金で労働を雇用することを禁じる規制である。規制に違反した場合、多くの国の法制では雇用者に罰則が科される。

最低賃金規制は貧困解消手段として推奨されているが、弊害も指摘されている。最低賃金規制は市場賃金以上の支払いを求める規制なので、雇用が減ると予想されるからである。一般に、労働費用が増えると、雇用者は雇用量削減、利潤減少、生産物価格引き上げのいずれかもしくはその組み合わせで対応しなければならない。どの方法が採られるかは状況に依存するが、社会において雇用への影響の関心が強いことから、多くの議論では先験的に雇用量削減のみに焦点が当てられている。本稿では、最低賃金規制の利潤への影響を念頭に置きながら、途上国農業における最低賃金規制を既存研究で位置づけることを目的とする。以下では、先行研究の選択レビューを議論の中心に据え、最後に利潤減少について着目して南アフリカのデータを用いて実証的に検討する。ただし、利潤そのものを計算することはデータ制約上できないため、利潤の代理変数として農業粗所得を用いる。

第 1 節 最低賃金規制: 先行研究

1.1. 実証

最低賃金の効果に関する研究は実証研究に牽引されてきた。1970-81 年に発表された論文を展望した [Brown et al. \(1982\)](#) が最低賃金率の雇用弾力性がティーンエージャーについて -0.1 から -0.3 と示したのを皮切りに、米国家計調査個票から負の弾力性を推計する研究が相次いだ ([Neumark and Wascher, 1992, 1994](#); [Currie and Fallick, 1996](#); [Neumark, 2001](#); [Williams and Mills, 2001](#); [Neumark et al., 2004](#))。詳しくは [Neumark and Wascher \(2007\)](#) を参照のこと。

一方、最低賃金の雇用弾力性は無視しうるか、場合によっては正であることを示した実証研究も発表されるようになった。端緒をつけたのが小売店データを用いた [Card and Krueger \(1994\)](#) である。先行研究 ([Card, 1992b,a](#); [Katz and Krueger, 1992](#)) を拡充した小売店データで正の弾力性を計測し、負の効果を否定している。隣接する郡を比較した研究 ([Dube et al., 2010](#))、地域を変えてデータを拡充した研究 ([Dube et al., 2007](#))、地域間の多様性に配慮した研究 ([Allegretto et al., 2011](#)) などで負の効果が否定された。

[Brown et al. \(1982\)](#); [Brown \(1999\)](#); [Neumark and Wascher \(2007\)](#) などは各時期を代表する包括的な展望論文であり、全体の傾向として負の弾力性を示している。しかし、展望論文は論文の取捨選択、読み取りにおいて恣意が混入することが否定できない。自然科学等で推奨されている方法に倣い、[Doucouliagos and Stanley \(2009\)](#) は公開された研究の全てをもとにメタ分析し、負の弾力性に偏った出版バイアスがあること、真の弾力性はゼロに近いこと、などを主張している。ただし、出版バイアスを推計するためには仮定をおく必要があり、その仮定が満たされるかどうかは議論の余地がある ([Neumark, 2015](#))。²

競争環境、失業率、調整期間など、雇用量変動に影響を与える要因を検討する研究もある。生産物価格への上乗せを検討した研究では、生産物価格は上昇していることから、完全競争市場と整合的だと結論している ([Aaronson and French, 2007](#); [Aaronson et al., 2008](#))。米国データを使った研究が比較的短期間の効果を検定しているとして、経済成長理論で頻用される putty-clay 型の生産関数を導入して産業均衡を仮定し、期内とラグ付きの影響を区別したモデルを作った後、シミュレーションによって労働の賃金弾力性を検定した研究は、短期の弾力性は小さいものの、長期の弾力性は負値で大きいことを示している ([Sorkin, 2015](#))。公定価格が固定された英国の低賃金産業を対象にした研究では、雇員人数と雇用時間が減少することが示されている ([Machin et al., 2003](#))。利潤に焦点を当てて英国企業会計データを用いた研究では利潤が減少し、雇用量調整は有意ではないものの、新規純参入が減ることが示されている ([Draca et al., 2011](#))。一方、景気循環の影響を考慮した研究では、失業率の高い地域ほど雇用の賃金弾力性が(負で)大きいことを示している ([Addison et al., 2013](#))。

途上国データによる研究も結果が分かれている。ブラジルの研究では雇用に与える影響は有意ではない ([Neumark et al., 2006](#); [Lemos, 2009](#)) が、南アフリカでは実質賃金が上昇し ([Bhorat et al., 2013, 2014](#)) 負の雇用への影響が認められている ([Conradie, 2005](#); [Murray and van Walbeek, 2007](#); [Bhorat et al., 2014](#); [Garber et al., 2015](#))。ラテン・アメリカについては、最低賃金の影響は同等所得の労働者に限定されるとして、雇用への影響は小さいと

² [Doucouliagos and Stanley \(2009\)](#) はデータ・マイニングを経た論文は標準誤差を小さくすることは難しいために effect size が大きな推計結果を選び取る傾向があると仮定し、小標本の推計に effect size の大きな研究が多いことを示している。先行研究の [Card and Krueger \(1995\)](#) でも負の弾力性に偏った出版バイアスがあると指摘している。[Neumark \(2015\)](#) はメタ分析が展望研究の代替にはならないという高所からの批判をしているが、これはメタ分析の長所を全く汲み取らない指摘と言わざるを得ない。

指摘されている (Kristensen and Cunningham, 2006)。南アフリカ農業は価格を上乗せすることができず低賃金労働を主に雇用しているため、Machin et al. (2003) と同じ解釈が成り立つ可能性はある。

1.2. 理論

賃金上昇によって雇用が増える、影響を受けない、などの結果が果たして論理的に可能なかを示すのが理論の役割である。後述するように、最低賃金論争では労働市場が完全競争的かが焦点になる。

完全競争の下では、賃金を \underline{w} 以上に設定する最低賃金規制は利潤を低下させる。この帰結は Ashenfelter and Smith (1979) に倣って関数を 2 次線形近似することで、下記のように示すことができる。

$$\begin{aligned}
 \pi(\underline{w}, r, p) - \pi(w, r, p) &\simeq \pi_w(\underline{w} - w) - \frac{1}{2}\pi_{ww}(\underline{w} - w)^2, \\
 &= -L^D(\underline{w} - w) - \frac{1}{2} \frac{\partial(-L^D)}{\partial w} \frac{w}{-L^D} \frac{-L^D}{w} (\underline{w} - w)^2, \\
 &= -\Delta w L^D - \frac{1}{2} \eta (\Delta w)^2 \frac{L^D}{w}, \\
 &= -\frac{\Delta w}{w} w L^D - \frac{1}{2} \eta \left(\frac{\Delta w}{w} \right)^2 w L^D, \\
 &= -\frac{\Delta w}{w} w L^D \left(1 + \frac{1}{2} \eta \frac{\Delta w}{w} \right), \\
 &< 0.
 \end{aligned}$$

ここで $\pi(w, r, p)$ は利潤関数、 $\Delta w = \underline{w} - w$ 、 $\eta = -\frac{\partial L^D}{\partial w} \frac{w}{L^D} > 0$ であり、包絡線定理により $\pi_w = \frac{\partial \pi}{\partial w}$ は労働需要関数の負値 $-L^D$ に等しい。 $\Delta w L^D$ はすでに雇用している労働への支払いが増える給与支払 (“wage bill”, Draca et al., 2011) 効果、 $\frac{1}{2} \eta (\Delta w)^2 \frac{L^D}{w}$ は資本への代替による対応示している。なお、完全競争市場であれば、費用を最小化する技術のみが生き残るため、全ての雇用者が同じ技術を用いなければならない。よって、完全競争下では、最低賃金規制による生産費用の増加は雇用者価格に全て上乗せされる。

雇用者が賃金を選べる買い手独占 monopsony の場合、上記の議論は適切ではない。包絡線定理は賃金を利潤最大化の外生変数として想定するからこそ用いることができるためである。Manning (2006) は完全競争と買い手独占を包含する一般的な理論を提示している。そこでは労働に関わる平均費用を労働費用と呼び、労働費用は賃金 w と (すでに雇用されている分を含む) 労働一単位あたり平均採用費用 $c(w, L)$ からなると仮定される。

$$w + c(w, L).$$

平均採用費用は採用訓練費用 $H(R, w)$ に採用比率 $s(w)$ を乗じて得る。採用訓練費用は採用人数 R と賃金の関数であるが、採用人数は $R = s(w)L$ と書くことができるため、平均採用費用は下記として示される。

$$c(w, L) = H[s(w)L, s(w)]s(w).$$

平均採用費用 $c(w, L)$ は賃金以外の費用として定義されるが、賃金水準にも依存することが許容されている。上で見たように、採用比率は賃金の関数であり、採用訓練費用が賃金に依存することを許容しているからである。ここで c_w, c_L の符号は先験的には決めることができず、さらに交差微分 c_{wL} も先験的に決めることはできない。ただし、完全競争の場合には雇用量にかかわらず労働費用は一定であることから $c_L = 0$ であり、よって、 $c_{wL} = 0$

も成り立つ。買い手独占の場合には、より多くの労働を採用する費用は逓増すると考えられるので、 $c_L > 0$ である。一方、交差微分は、採用や訓練活動に賃金に応じた規模の経済性がある場合には $c_{wL} < 0$ 、賃金に応じた規模の不経済性がある場合には $c_{wL} > 0$ 、賃金水準と独立していれば (規模に関して中立であれば) $c_{wL} = 0$ である。

労働費用に関して最小化するとき、雇用者は下記の問題を解く。

$$\min_{\{w\}} w + c(w, L)$$

最小化の一階条件は下記である。

$$1 + c_w(w, L) = 0.$$

これを全微分すると

$$\frac{dL}{dw} = -\frac{c_{ww}}{c_{wL}}$$

となる。つまり、賃金が増えるときの雇用変化の方向は c_{wL} と逆の符号になる。平均採用費用に賃金に応じた規模の経済性がある場合は、賃金が増えると雇用は増える。もちろん、買い手独占者は労働費用スケジュール $w + c(w, N)$ 上で最適な賃金を選ぶことができる以上、最低賃金規制がない場合よりも利潤が増えることはあり得ない。³

最小化された労働費用関数 (value function) を $\omega(L)$ で示す。最小化問題に外生変数 L に関する包絡線定理を用いると $\omega(L)$ の偏微分係数の符号を求めることができる。

$$\omega'(L) = \frac{d\omega}{dL} = c_L(w, L).$$

ω' の符号は c_L の符号に一致する。もしも、平均採用費用が雇用量の増加関数であれば、労働費用も雇用量の増加関数である。労働費用として $\omega(L)$ を用いると利潤は下記のように書くことができる。

$$\pi = F(L) - \omega(L)L.$$

利潤最大化の一階条件から下記を得られる。

$$F'(L) = \omega(L) + \omega'(L)L.$$

右辺は労働の限界費用であるが、通常の利潤関数と違って w ではなく ω の関数である。

最低賃金が雇用者行動にどのような影響を与えるか見るために、この一階条件に着目する。最低賃金が導入されて賃金を変更することの効果は、労働限界費用 MCL をさらに w で微分し、 $w = \underline{w}$ を課せば良い。すると

$$\left. \frac{d\text{MCL}}{dw} \right|_{w=\underline{w}} = \left. \frac{d\{w + c(w, L) + c_L(w, L)L\}}{dw} \right|_{w=\underline{w}} = 1 + c_w(\underline{w}, L) + c_{wL}(\underline{w}, L)L.$$

仮に費用最小化賃金 w が最低賃金と一致している場合、最小化の一階条件より $1 + c_w(\underline{w}, L)$ はゼロなので、符号は $c_{wL}(\underline{w}, L)$ によって決まる。労働需要量 L が増えたときに賃金 w が増える (=賃金 w が増えたときに労働需要量 L が増える) 場合とは、MCL が減る場合なので、 $c_{wL} < 0$ のケースに等しい。 L が増えたときに w が減るのは $c_{wL} > 0$ のケースである。 $c_{wL} < 0$ は実証研究で示される被雇用者規模と賃金の正の相関関係とも整合的である。なぜならば、従業員数が多いほど労働費用が下がるのであれば、より高い賃金を提示できるからである。

³ 仮に雇用が増えた場合にも、収入は増えるがそれ以上に費用が増えるために利潤は減る。雇用が減る場合に費用が減るか不明だが、減った場合にも収入はそれ以上に減って利潤が減る。英国企業会計データを用いた研究では雇用量調整は有意ではなく利潤が減少している (Draca et al., 2011)。

ここまでの議論を直感的な言葉で要約すると、最低賃金の雇用に与える効果は労働の限界費用を高めるかどうかで決まる。労働の限界費用が高まれば雇用は減り、低くなれば雇用は増える。完全競争下では最低賃金規制は労働の限界費用を高める。買い手独占の場合には、労働費用関数の交差微分 c_{wL} が正であれば労働の限界費用を高める。交差微分が負の場合は労働の限界費用を下げる。限界費用が下がる原因は、賃金を高めると、求職者が増える、質の高い求職者が増える、離職率を低める、などである。このように、労働費用関数の形状によって最低賃金が雇用に与える影響は異なる。利潤は競争の様相にかかわらず必ず低下する。

最低賃金規制が雇用を増やすメカニズムは、買い手独占以外にも求職理論を用いて示されている (Lang and Kahn, 1998)。求職理論では情報が不完備で求職者と雇用の双方がランダムにマッチされた相手を選び合う。より良い候補がまだ居ると思えば相手を却下し次のマッチング機会を待つが、待ってもより良い候補と巡り会う確率が低いと思えば相手を受け入れる。この環境は完全競争ではないので、労働者を見つけて生産する雇用者は正の利潤を得ることができる⁴。ひとたび良い労働者と巡り会ったときには、労働者に自らを選ばせるために雇用者は利潤の一部を提供する。多くの論文では雇用者と労働者間の利潤分配にはナッシュ交渉過程が仮定されている。ここに最低賃金規制が導入されると、期待賃金率が上がることでより多くの労働者が職探しを始めるため、マッチ確率が変わらなくてもマッチ件数、つまり、雇用件数が増える⁵。ただし、Lang and Kahn (1998) は、熟練度の高い労働者が最低賃金に影響される未熟練労働市場に参入するため、雇用が増えたとしても未熟練労働者の厚生が下がると示している。

第2節 南アフリカの雇用環境と農業

南アフリカの主要な経済問題は高い失業率である。図 A1 にあるように、失業率は 2016 年第 3 四半期で 27.1% である。⁶ 高い失業率の背景には機能障害のある労働市場がある。機能障害の原因としては、求職者と雇用のマッチング効率が低いことに加えて、解雇が難しいこと、最低賃金規制、手厚い社会保障などがあるといわれる (Banerjee et al., 2008)。図 A2 に見られるように、農業部門で雇用される労働者の学歴は歴史的に低い。現在でも、農村で学校教育の質が低いことの影響を受け、農業部門の熟練労働者比率は小さい (図 A3、図 A4)。農業の雇用吸収力は 2014 年で全就労者の 4.6% と高くないために、農村での失業率は高止まりしている。

南アフリカの農業部門は、黒人やカラードの非熟練労働賃金を抑える効果のあったアパルトヘイト下では、一定の恩恵を受けてきたといえる。⁷ アパルトヘイト後は、アフリカ民族会議政権は所得上昇を望む黒人支持者に配慮して、既述の雇用労働保護を導入したほか、農業では常雇用への住居提供を促し、解雇後も住居提供を義務化するなど、本来ならば政府が担うはずの社会福祉支出を農場所有者に負担させてきた。利潤 (評判、現存労働者の努力への懸念) や利他心などの動機から、農場所有者はこうした公的な要求だけでなく、子女の教育費用、通勤費用、食料の現物供与などの労働者からの私的要求にも応じ

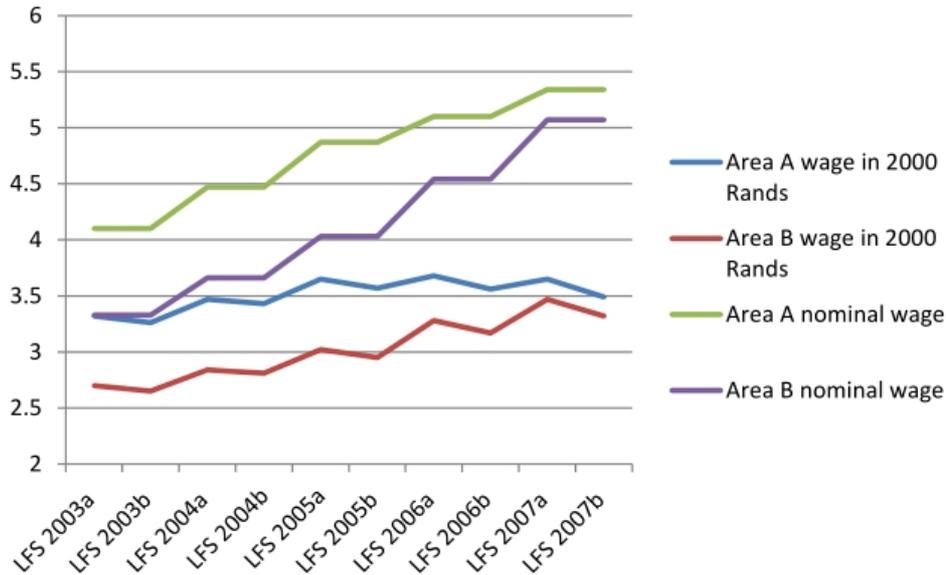
⁴ 労働者とマッチした雇用の利潤は正だが、マッチする前の期待利潤はゼロとしないと均衡の内容として意味がない。このため、マッチには雇用者による一定の費用投下が仮定され、この費用と同じだけのマッチ後利潤が均衡で成り立つ。

⁵ なお、労働者が多様な場合、より異質な労働者が求職活動をすることでマッチ確率が下がることも考えられる。この場合、雇用量が増えるか分からない。

⁶ 27.1% は高くはないと感じるかもしれないが、過去一週間で支払のある労働や自営労働にわずか一時間でも就くと就労中と判断されることを念頭に置く必要がある。

⁷ ただし、カラー・バー法 (1926 年) によって熟練労働は白人のみが就ける規制があったことから、熟練労働の賃金は本来よりも高くなったために農業がアパルトヘイトによって一方的に恩恵を受けたということとはできない (Hutt, 1964)。むしろ、非熟練労働を多用する技術採用を促したと解釈すべきである。

図 1: 最低賃金率 (時給)



出所: Garber et al. (2015, Figure 3.1).

表 1: 労働条件基本法による最大の課徴金

違反履歴	最大課徴金額
なし	利子を含む未払い分の 25%
過去 3 年間に 1 件	利子を含む未払い分の 50%
過去 1 年間に 1 件、過去 3 年間に 2 件	利子を含む未払い分の 75%
過去 3 年間に 3 件	利子を含む未払い分の 100%
過去 3 年間に 4 件以上	利子を含む未払い分の 200%

出所: Basic Conditions for Employment Act, 1997, Table 2.

てきた。しかし、2014 年の大幅な最低賃金の引き上げ (2012 年の R1503.90 から 2013 年 R2274.82、51.26%) 後は、長期的な常雇用減少傾向に拍車がかかることが懸念される。生産物への転嫁が難しいながら他部門に比べて多くの社会福祉負担をしてきた農業部門にとって、最低賃金負担の引き上げは農村の社会福祉状況を低下させるきっかけになりかねない。最低賃金規制の効果を計測する意義には、このような社会経済背景も含んでいる。

南アフリカで最低賃金は 2003 年 3 月初日に導入された。各産業で最低賃金は異なるが、2003 年から 2007 年まで農業⁸ は A 地区 Area A と呼ばれる都市部周辺と B 地区 Area B と呼ばれる農村部で異なる値が指定されている。2008 年以降は農業の最低賃金は統一された。導入当初、A 地区では時給 4.10 ランド、月給 800 ランド、B 地区では時給 3.33 ランド、月給 650 ランドであった。最低賃金率は 2-3 年に一度改訂されるが、その間はインフレーションを考慮して一年ごとに増加するように設定されている。図 1 は最低賃金を 2003 年から 2007 年まで示している。名目では各地区ともに急速に増えている一方、実質では B 地区は増えているものの A 地区では比較的安定している。ここからは B 地区、つまり、より辺境で貧しい地区の方が最低賃金の影響が強いことが予想される。よって、(A 地区)-(B 地区) という差分をとって雇用量に与える負の効果を比較する場合、値は軽微に (=負値が期待される雇用弾力性は正の方向に振れて) 推計される。

最低賃金規制が影響を持つためには、規制に効力がなければならない。Ashenfelter and

⁸ 最低賃金の部門区分で「セクター 8」と呼ばれる。後に「セクター 13」に変更。

Smith (1979) が指摘したように、規制に違反することの費用が低ければ、規制を守る誘因は減る。南アフリカでは、1997 年制定の労働基本条件法 Basic Conditions for Employment Act 表 2 によると、違反常習者 (過去 3 年に 4 件以上) は最終的に 3 倍もの支払い義務が発生するが、初回違反者は賃金の 25% の罰金であり、かつ、摘発確率が低いために規制の効力は低いと言われる (Bhorat et al., 2017)。規制の効力を決めるのが摘発確率と懲罰だとすれば、人々が粗放に居住し、違反を訴えることのできない不法移民就労者が多い地区では、規制を遵守している雇用者数が減ると考えられる。地域によって遵守率に違いがあるとすれば、A 地区と B 地区のダミー変数に摘発確率を決める要素を交差させることが求められる。

違反行為の罰則には罰金以外にも社会的圧力がある。違法行為をすると、農村社会では多くの住人がその事実を知ることになる。農場経営者が最低賃金を遵守しないと、短期的には利益を得ることができるかもしれない。しかし、時間が経つにつれて雇用された労働者が法的に保証された支払いを求めるようになるだけでなく、欺かれていたと感じる労働者の労働意欲は低下する可能性が労働経済学の贈り物交換 gift exchange (Akerlof, 1982) や行動経済学の最後通牒ゲーム ultimatum game で指摘されている (Güth et al., 1982; Camerer and Thaler, 1995; Fehr and Gächter, 2000)。

さらに、同業者からは競争ルールの違反者として情報共有や便宜幹旋などのネットワークから排除されかねず、長期的な利益を失う可能性がある。よって、最低賃金規制の効力が弱くなる条件は、雇用者の入退出 (ターンオーバー) が激しかったり、同業者ネットワークが未発達であったり、被用者が不法移民などのが考えられる。南アフリカ農業部門は家族経営が多く、家族の資産を守る意識が強いことから入退出は緩慢である。さらに、過疎地にあっても農場経営者同士は密接なネットワークを形成していることが多く、違法行為が探知されることの費用は高い。よって、南アフリカ国籍の労働者を雇っている限り、最低賃金規制の効力は低くないと考える理由がある。⁹ 家事手伝いは書類などの証拠も残らない相対取引であることから最低賃金規制違反の費用が低い業種であるが、労働力調査で観察される支払賃金からは、相対的に低い賃金を支払っていた地区でも規制が遵守されていることが確認されている (Dinkelman and Ranchhod, 2012)。

このように、南アフリカでは、法的な罰則だけでなく、社会的圧力、雇用者の遵法意識や利他心などが効力を持っている可能性がある。最低賃金規制の遵守状況を知るためには、労働力調査などの被雇用者から情報を入手したデータも組み合わせて確認することが望ましい。労働力調査を用い、農業部門就労者と非農業部門就労者を比較した研究では、最低賃金規制導入後は農業部門就労確率が低下すること、正規契約が増えること、就労し続ける労働者の労働時間は増えること、いずれも最低賃金以下で就労している人数が多い地区ほどその効果が大きいことなどが示されている (Bhorat et al., 2014)。¹⁰ 独自のサンプル調査を用いてブドウやサトウキビを対象農家を絞った研究でも、雇用に負の影響を見出している (Conradie, 2005; Murray and van Walbeek, 2007)。労働力調査も用いた分析は今後の課題である。

⁹ 最近では労働費用の高まりから、労働調達をアウトソースし、派遣労働を使う傾向が強まっている。農業は季節性があるために常雇用の必要性が低いのに加え、労働管理費用が高く、土地も占有されてしまうためである。派遣労働の規制逃れは一層難しいので、最低賃金規制の効力はより高いと考えられる。

¹⁰ Bhorat et al. (2014) の統御群は同等の教育水準や年齢で非熟練職種に就いている労働者なので、比較対象として適切ではない可能性もある。とくに、賃金が被農業部門就労者が 2 倍以上の水準など、推計結果の解釈には慎重を要する。

第3節 推計

3.1. 識別

以下では Hamermesh (1986); Oreopoulos (2004) に依拠して議論を進める。経済学において最低賃金の効果を推計するには、利潤最大化、もしくは、費用最小化を想定して労働需要関数を導出し、最低賃金導入によって労働需要がどう変化するのか吟味する、という手続きを経る。例えば、CES 生産関数を想定すると、

$$y = f(K, L) = a[\delta L^{-\rho} + (1 - \delta)K^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}}$$

雇用者は下記の問題を解く。

$$\begin{aligned} \max_{\{K, L\}} \quad & pf(K, L) - rK - wL \\ \text{s.t.} \quad & f(K, L) = a[\delta L^{-\rho} + (1 - \delta)K^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \\ & a > 0, \delta \in (0, 1), \rho \neq 0 \end{aligned}$$

ここで w は賃金、 r は資本のレンタル料率である。利潤最大化の一階条件を使うと下記の限界変形率に関する条件を得る。

$$\frac{f_K}{f_L} = \frac{1 - \delta}{\delta} \left(\frac{L}{K}\right)^{1+\rho}.$$

対数をとると下記の資本を所与とした「労働需要関数」となる。

$$\ln L = \ln K + \tilde{b}_0 + b_1 \frac{r}{w}.$$

ここで

$$b_1 = \frac{1}{1 + \rho}$$

である。この場合、労働需要の賃金弾力性は

$$\frac{d \ln L}{d \ln w} = -b_1 \frac{r}{w^2} \frac{dw}{d \ln w} = -b_1 \frac{r}{w}$$

である。理論的には正しい手続きながら、労働需要の賃金弾力性が生産水準 y や要素雇用量 K, L と無関係になるのは非現実的であるため、そもそもの CES 生産関数型が非現実的であることを示唆する。そこで、資本のレンタル料率 r が固定されていると仮定すれば、 $b_0 = \ln K + \tilde{b}_0, b_1 = \tilde{b}_1 r$ と書くと

$$\ln L = b_0 + b_1 \frac{1}{w}$$

となり、通常推計される労働需要関数 $\ln L = \alpha_0 + \alpha_1 w + e$ が上式を線形近似していることが分かる。つまり、労働需要の賃金弾力性を線形関数 (通常推計される労働需要関数) で推計することは、CES 生産関数で資本のレンタル料率が固定と想定された状況の線形近似と同等と考えられる。このように、通常の経済理論を考えると、簡便だけを理由に推計式を特定すると、資本のレンタル料率が固定という仮定を暗黙裏に課してしまうことが分かる。加えて、OLS で上式を推計する上では、 w の変化が外生であること、CES 生産関数で人的資本が a に含まれていない、つまり b_0 には観察不能な人的資本 (能力) が含まれていないこと、などが成り立っているという仮定を課してしまっていることも理解しなければならぬ。

以上を踏まえつつ検討すると、最低賃金の影響を推計するとき、以下の推計上の課題を見出すことができる。

同時性 最低賃金は経済の可処分所得や雇用量などに対応して決められる。その過程で資本費用 r にも影響される。よって、最低賃金は景気循環と相関を持つ可能性がある。この場合、景気変動による労働需要変化が最低賃金の効果と分離できない。

測定誤差 最低賃金は完全に遵守されていない可能性がある。よって、推計量は治療意図に基づく推計量 intention-to-treat estimator である。

欠落変数 a には人的資本が含まれるのが普通なため、雇用量は人的資本によって影響を受ける。このため、職種ごとに労働を算出するか、人的資本を加えることが望ましい。

効果多様性 最低賃金は同等所得の労働者に影響を最も与えやすい。所得水準ごとの影響を見るのが望ましい。低賃金産業の代表としてケアホーム労働への最低賃金規制の効果を検討した研究によれば、最低賃金規制が遵守された結果、雇用量が減少したことが示されている (Machin et al., 2003)。減った労働量に見合っサービスが低下したことも示唆されている。

このため、今後の推計では以下の変数を組み込むことが望ましい。

- 経済成長、気候
- 実際の支払賃金
- 空間的な賃金分布
- 職種

本稿は予備的考察として位置づけるため、上記の全てを組み込むのは今後の課題である。本稿の推計では、最もベーシックな下記の方程式を想定する。

$$y_{it} = b_1 \text{deflator}_t + b_2 \text{area}_t + b_3 D_b * D_{2007} + b_{4A} D_a t + b_{4B} (1 - D_a) t + c_i + u_{it}.$$

ここで i は地区、 t は期、 y_i は農業粗所得、deflator は消費者物価指数、area は面積 (ヘクタール)、 D_a は A 地区ダミー変数、 D_{2007} は 2007 年を示すダミー変数、 u_i は攪乱項である。 c_i は観察不可能な地区固定効果である。ここで $E[D_a c_i] \neq 0$ である可能性があるため、一階差分をとって c_i を除去する。用いる推計式は下記の通り。

$$\Delta y_{it} = b_1 \Delta \text{deflator}_t + b_2 \Delta \text{area}_t + b_3 D_b * \Delta D_{2007} + b_{4A} D_a + b_{4B} (1 - D_a) + \Delta u_{it}.$$

Δ は一階差分を示す。 b_3 は 2002-2007 年に観察された B 地区における相対的に高い最低賃金の伸びと農家粗所得との関係を示す。 b_{4A} は 2007 年以外の A 地区、 b_{4B} は全期間の B 地区の農家粗所得のトレンドを示す。

上式では農家粗所得の名目値変化を物価変化、操業面積変化、A 地区だけのトレンド、B 地区だけのトレンド、A 地区だけの 2007 年のみの変動に分解している。最低賃金変化がより少ない A 地区で農家粗所得への影響がより少ないと考えられるので、 b_3 は負の点推計値になることが予想される。 b_1, b_2 は正值が期待される。

3.2. データ

本稿で用いるデータは南アフリカ統計局の商業農業調査 *Census of Commercial Agriculture*, 1993, 2002, 2007 年版で、2002 年以前は最低賃金導入前である。観察単位は自治体 Local Municipality であり、その中心地 Main Place が地名として報告されている。全ての年で報告されている経済変数は農業粗所得 gross agricultural income である。費用は最初の 2 年のみ報告されている。本データには零細農家は含まれていないが、零細農家は自家

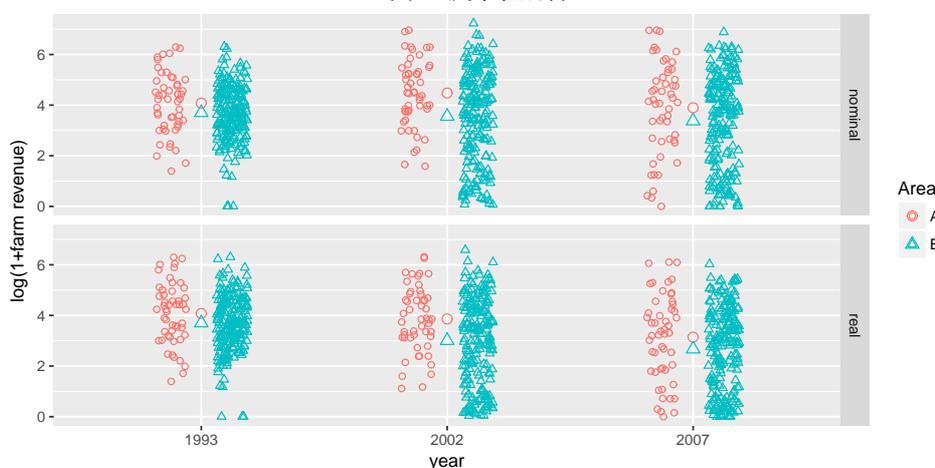
表 2: 作付面積とその変化, AREA A vs. B

area	min	25%	median	75%	max	mean	std	0s	NAs	n
Area A 1993	0.22	48.99	126.97	277.27	1315.6	248.03	307.9	0	0	51
Area A 2002	0.16	30.53	111.58	156.77	925.84	176.79	229.68	0	0	51
Area A 2007	0	12.8	50.37	143.86	748	131.08	187.29	1	0	51
Area A 1993-2002	-668.71	-4.17	30.7	53.37	92.2	2.58	111.76	0	0	51
Area A 2002-2007	-2406.25	4.92	35.01	64.62	100	-15.33	344.77	0	0	51
Area B 1993	0	27.97	123.35	345.38	2676.15	292.32	441.96	1	0	201
Area B 2002	0	21.12	79.18	200.68	1626.9	170.82	244.51	1	0	201
Area B 2007	0	7.78	47.08	173.96	1807.15	151.84	257.75	6	0	201
Area B 1993-2002	-5676.92	-12.8	38.66	56.91	100	-111.14	649.83	0	1	201
Area B 2002-2007	-1607.46	-4.36	27.1	68.62	100	5.94	167.03	0	1	201

出所: 商業農業調査, 1993, 2002, 2007 版より作成。

- 注: 1. Area A は最低賃金が相対的に高い都市近郊地域。54 の自治体 (18.8%) が Area A に属するが、標本では 51。面積単位は平方 km、変化は % 表示。変化率 100% は前期面積がゼロを示す。
2. 標本単位は地方自治体 Local Municipality もしくは中心地 Main Place。

図 2: 農家粗所得



出所: 商業農業調査, 1993, 2002, 2007 版より作成。

- 注: 1. nominal は名目値、real は 1993 年価格表示。縦軸は 1+ 農家粗所得の自然対数値。Area A は最低賃金が相対的に高い都市近郊地域。54 の自治体 (18.8%) が Area A に属する。
2. 標本単位は地方自治体 Local Municipality もしくは中心地 Main Place。
3. 中央にある標本は各地区の平均値を示す。全ての期において A 地区の平均値が B 地区の平均値よりも大きい。

労働のみで生産しているため、最低賃金規制の影響を直接受けない。よって、データは最低賃金規制の直接的影響下にあるすべての農家・農場を母集団にしている。

上記の特徴のデータを考慮すると、本論文は先行研究に比して以下の特色が期待できる。

- 類似した生産技術を持つ生産物ごとの比較が可能。
- 国際市場動向に影響されやすい生産物は価格への上乗せ (pass through) が困難なので、利潤圧縮が観察しやすい。これは支払いが制度的に固定された社会保障サービス部門を扱った研究と同じである (Machin et al., 2003)。
- 長期 (5 年程度) の調整結果が観察可能。

ただし、本稿では上記を検討せず、その作業は今後の課題とする。

表 2 では、作付面積が中央値においては B 地区でより高い伸びを示している一方、面積減少地区ではより大きな落ち込みになっている。このため、B 地区は平均値は負値であるものの、標準偏差が大きいことから、平均では捉えきれない多様な変化を示している。これは B 地区の生産が相対的に小規模なために、変化が激しくなりがちが原因していると考えられる。ここからは、中央値に着目するか、もしくは、1993 年面積で加重した加重最小自乗方 (WLS) を用いることなども考えられる。今後の課題である。

表 3: 農家粗所得の変化、A 地区 vs. B 地区、地区固定効果推計値

covariates	(1)	(2)	(3)	(4)
	nominal	1993 Rands	nominal	1993 Rands
deflator	156.43*** (51.80)		204.69*** (56.64)	
total area (1000 km ²)	29.85 (84.37)	58.08 (52.84)	26.95 (85.74)	69.34 (55.48)
Area A	-77.27** (34.54)	-16.87*** (5.38)	-110.40*** (14.79)	-16.21*** (5.70)
Area B	-90.03*** (27.21)	-9.04** (4.30)	-136.49*** (50.09)	0.10 (10.50)
Area B × year 2007			26.58 (30.41)	-16.69 (13.04)
n	336	336	336	336

出所: 商業農業調査, 1993, 2002, 2007 版より推計。

注: 1. Area A は最低賃金が相対的に高い都市近郊地域。54 の自治体 (18.8%) が Area A に属するが、標本では 51。単位は 1000 ランド。deflator は当該年 12 月消費者物価指数 CPI。

2. 標本単位は地方自治体 Local Municipality もしくは中心地 Main Place。

3. 一階差分推計量 first-difference estimator に州レベルでクラスターした頑健標準誤差を用いた。

4. *, **, *** は有意水準 10%, 5%, 1% を示す。

農家粗所得の変化を描いたのが図 2 である。2002-2007 年の時期には A 地区が B 地区よりも平均農家粗所得が減少している。よって、最低賃金実質値がより早く上昇した B 地区よりも、最低賃金の負担上昇率が低い A 地区の方が生産が低迷している。これは A 地区の方が労働から資本への要素代替が進んでいないことを示唆する。

表 3 は地区固定効果推計値の結果である。(1) と (3) は名目値、(2) と (4) は実質値を被説明変数として用いている。ここからは下記のこと分かる。第一に、(1) では面積と物価を考慮すると B 地区に減少幅が大きく表れているが、(2) では実質値に面積を考慮すると A 地区に減少幅が大きい。物価上昇の鈍った 2002-2007 の時期に B 地区よりも A 地区の減少幅が大きかったことを意味している。(3) と (4) に共通して A 地区の減少が確認できる。(4) で最低賃金規制負担のより厳しかった B 地区に着目すると、最低賃金規制は負の点推計値ながら統計的に有意ではない。実質値では、B 地区の雇用トレンドは A 地区に比して正である。B 地区で実質賃金がより速いペースで上昇していたことを考えれば、この結果は最低賃金規制は農業粗所得に対して負の影響を与えていないことを示している。これは、農村部の B 地区ほど資本との代替が進んでいる可能性を示唆している。

おわりに

本稿では先行研究を選択的にレビューし、南アフリカでの雇用環境を考察した後に、最低賃金への雇用者の対応について吟味した。経済理論からは、労働市場が競争的かどうか、もしくは、平均採用費用の交差微分の符号によって、雇用量に与える効果が逆になることが示されている。先進国の実証結果は雇用効果が負かゼロか結果が分かっているが、一部研究では、最低賃金以下での雇用が多いと規制は雇用に負の影響を与えやすいことが示されている。南アフリカの農業データを用いて農家粗所得に与える影響を検討したところ、推計結果は実質賃金上昇率の高い農村部は農家粗所得は影響を受けず、労働を資本で代替していることと整合的な結果であった。これは最低賃金以下での雇用が多いことと整合的な結果である。ただし、本推計は極めて粗雑であり、情報を拡充しながら最低賃金の影響をより詳細に考察していくことが必要である。具体的には、本データの特徴である近似生産物同士の比較、マクロ経済変数、地区ごとの観察可能な変数などを加える、などである。さらに、理論モデルに基づいた推計式の導出も必要になってくるであろう。

謝辞: 本研究にコメントをした研究会メンバーおよびステレンボッシュ大学経済学部の

Dieter Von Fintel 氏に感謝する。長時間のインタビューに応じた Dirk Pretorius、Pieter Van Der Merwwe、Andries Van Zyl、Juan Winter の各氏にも記して感謝したい。本稿に残る誤りは全て筆者の責任である。

参考文献

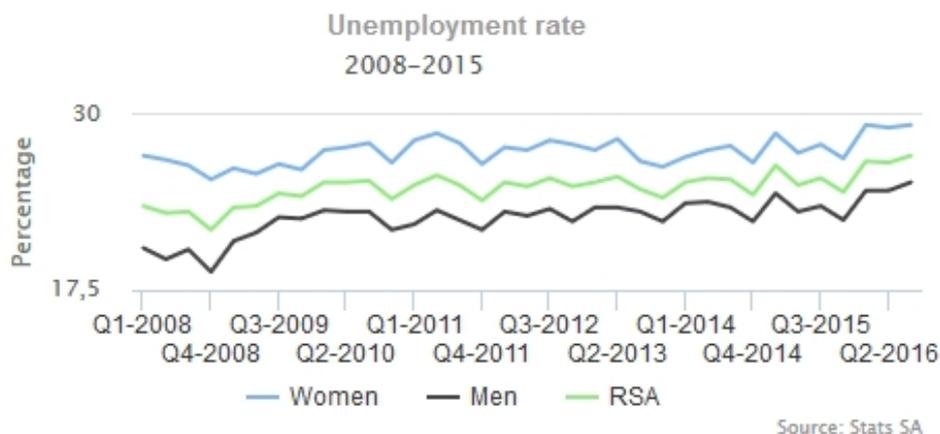
- Aaronson, Daniel and Eric French**, “Product Market Evidence on the Employment Effects of the Minimum Wage,” *Journal of Labor Economics*, 2007, 25 (1), 167–200.
- _____, _____, and **James MacDonald**, “The Minimum Wage, Restaurant Prices, and Labor Market Structure,” *Journal of Human Resources*, 2008, 43 (3), 688–720.
- Addison, John T., McKinley L. Blackburn, and Chad D. Cotti**, “Minimum wage increases in a recessionary environment,” *Labour Economics*, 2013, 23, 30 – 39.
- Akerlof, George A.**, “Labor Contracts as Partial Gift Exchange*,” *The Quarterly Journal of Economics*, 1982, 97 (4), 543.
- Allegretto, Sylvia A, Arindrajit Dube, and Michael Reich**, “Do minimum wages really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data,” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 2011, 50 (2), 205–240.
- Ashenfelter, Orley and Robert S Smith**, “Compliance with the minimum wage law,” *The Journal of Political Economy*, 1979, pp. 333–350.
- Banerjee, Abhijit, Sebastian Galiani, Jim Levinsohn, Zoë McLaren, and Ingrid Woolard**, “Why has unemployment risen in the New South Africa?,” *Economics of Transition*, 2008, 16 (4), 715–740.
- Bhorat, Haroon, Ravi Kanbur, and Benjamin Stanwix**, “Estimating the Impact of Minimum Wages on Employment, Wages, and Non-Wage Benefits: The Case of Agriculture in South Africa,” *American Journal of Agricultural Economics*, 2014, 96 (5), 1402.
- _____, _____, and _____, “Minimum Wages in Sub-Saharan Africa: A Primer,” *The World Bank Research Observer*, 2017.
- _____, _____, and **Natasha Mayet**, “The impact of sectoral minimum wage laws on employment, wages, and hours of work in South Africa,” *IZA Journal of Labor & Development*, 2013, 2 (1), 1.
- Brown, Charles**, “Minimum wages, employment, and the distribution of income,” in “,” Vol. 3, Part B of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 1999, pp. 2101 – 2163.
- _____, **Curtis Gilroy, and Andrew Kohen**, “The effect of the minimum wage on employment and unemployment,” *Journal of Economic literature*, 1982, 20 (2), 487–528.
- Camerer, Colin and Richard H Thaler**, “Anomalies: Ultimatums, dictators and manners,” *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (2), 209–219.
- Card, David**, “Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-89.,” *ILR Review*, 1992, 46 (1), 38.
- _____, “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage.,” *ILR Review*, 1992, 46 (1), 22.
- _____, and **Alan B Krueger**, “Time-series minimum-wage studies: a meta-analysis,” *The American Economic Review*, 1995, 85 (2), 238–243.
- _____, and **Allan B. Krueger**, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *The American Economic Review*, 1994, 84 (4), 772–793.
- Conradie, B.**, “Wages and wage elasticities for wine and table grapes in South Africa,”

- Agrekon*, 2005, 44 (1), 138–156.
- Currie, Janet and Bruce C Fallick**, “The Minimum Wage and the,” *The Journal of Human Resources*, 1996, 31 (2), 404–428.
- Dinkelman, Taryn and Vimal Ranchhod**, “Evidence on the impact of minimum wage laws in an informal sector: Domestic workers in South Africa,” *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (1), 27 – 45.
- Doucoulagos, Hristos and T. D. Stanley**, “Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis,” *British Journal of Industrial Relations*, 2009, 47 (2), 406–428.
- Draca, Mirko, Stephen Machin, and John Van Reenen**, “Minimum Wages and Firm Profitability,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3 (1), 129–151.
- Dube, Arindrajit, Suresh Naidu, and Michael Reich**, “The economic effects of a citywide minimum wage,” *ILR Review*, 2007, 60 (4), 522 – 543.
- , **T William Lester, and Michael Reich**, “Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties,” *The review of economics and statistics*, 2010, 92 (4), 945–964.
- Fehr, Ernst and Simon Gächter**, “Fairness and retaliation: The economics of reciprocity,” *The journal of economic perspectives*, 2000, 14 (3), 159–181.
- Garber, Chris, Rulof Burger, and Neil Rankin**, “The impact of the agricultural minimum wage on farmworker employment in South Africa: A fixed effects approach,” *Working paper*, 2015.
- Güth, Werner, Rolf Schmittberger, and Bernd Schwarze**, “An experimental analysis of ultimatum bargaining,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1982, 3 (4), 367 – 388.
- Hamermesh, Daniel S.**, “Chapter 8 The demand for labor in the long run,” *Handbook of Labor Economics*, 1986, 1, 429 – 471.
- Hutt, William H.**, *The Economics of the Colour Bar*, Ludwig von Mises Institute, 1964.
- Katz, Lawrence F. and Alan B. Krueger**, “The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry.,” *ILR Review*, 1992, 46 (1), 6.
- Kristensen, Nicolai and Wendy L Cunningham**, *Do Minimum Wages in Latin America and the Caribbean Matter?: Evidence from 19 Countries*, Vol. 3870, World Bank Publications, 2006.
- Lang, Kevin and Shulamit Kahn**, “The effect of minimum-wage laws on the distribution of employment: theory and evidence,” *Journal of Public Economics*, 1998, 69 (1), 67 – 82.
- Lemos, Sara**, “Minimum wage effects in a developing country,” *Labour Economics*, 2009, 16 (2), 224 – 237.
- Machin, Stephen, Alan Manning, and Lupin Rahman**, “Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages to a low wage sector,” *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1 (1), 154–180.
- Manning, Alan**, “A Generalised Model of Monopsony*,” *The Economic Journal*, 2006, 116 (508), 84–100.
- Murray, J. and C. van Walbeek**, “Impact of the Sectoral Determination for Farm Workers on the South African Sugar Industry: Case Study of the KwaZulu-Natal North and South Coasts,” *Agrekon*, 2007, 46 (1), 94–112.
- Neumark, David**, “The employment effects of minimum wages: Evidence from a prespecified research design the employment effects of minimumwages,” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 2001, 40 (1), 121–144.

- _____, “The effects of minimum wages on employment,” *FRBSF Economic Letter*, 2015, 2015, 37.
- _____ and **William L. Wascher**, “Minimum Wages and Employment,” *Foundations and Trends in Microeconomics*, 2007, 3 (1-2), 1–182.
- _____ and **William Wascher**, “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.,” *ILR Review*, 1992, 46 (1), 55.
- _____ and _____, “Employment effects of minimum and subminimum wages: Reply to Card, Katz and Krueger.,” *ILR Review*, 1994, 47 (3), 497.
- _____, **Mark Schweitzer**, and **William Wascher**, “Minimum wage effects throughout the wage distribution,” *Journal of Human Resources*, 2004, 39 (2), 425–450.
- _____, **Wendy Cunningham**, and **Lucas Siga**, “The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001,” *Journal of Development Economics*, 2006, 80 (1), 136 – 159.
- Oreopoulos, Phillip**, “Lecture notes, 7,” 2004.
- Sorkin, Isaac**, “Are there long-run effects of the minimum wage?,” *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18 (2), 306 – 333.
- Williams, Nicolas and Jeffrey A Mills**, “The minimum wage and teenage employment: evidence from time series,” *Applied Economics*, 2001, 33 (3), 285–300.

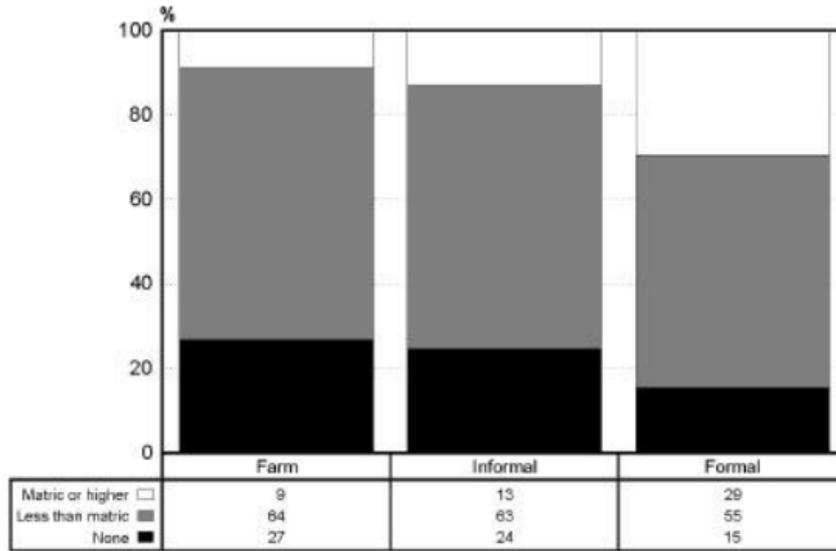
Appendix A 付録図表

図 A1: 失業率



出所: StatsSA サイト。

図 A2: 学歴 (1996 年)

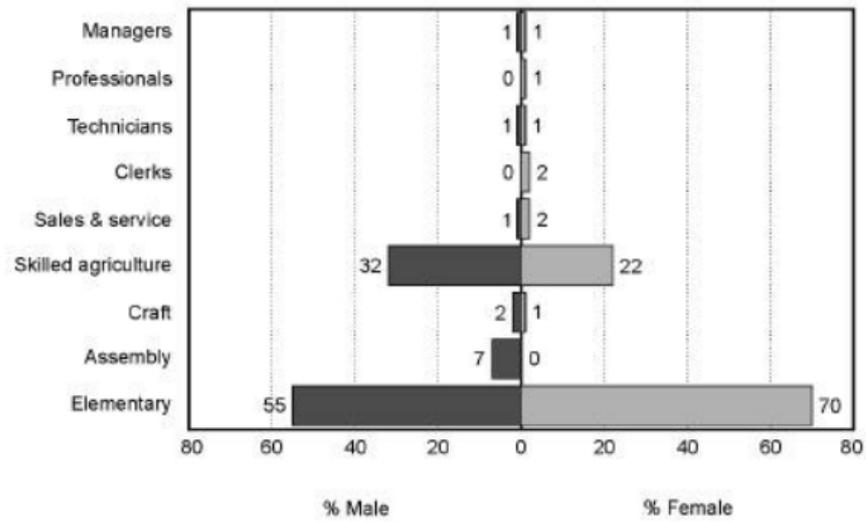


Source: Rural survey, 1997

注: None=学歴なし、Less than matric=高卒未満、Matric or higher=高卒以上。

出所: StatsSA、Rural Survey (1997)。

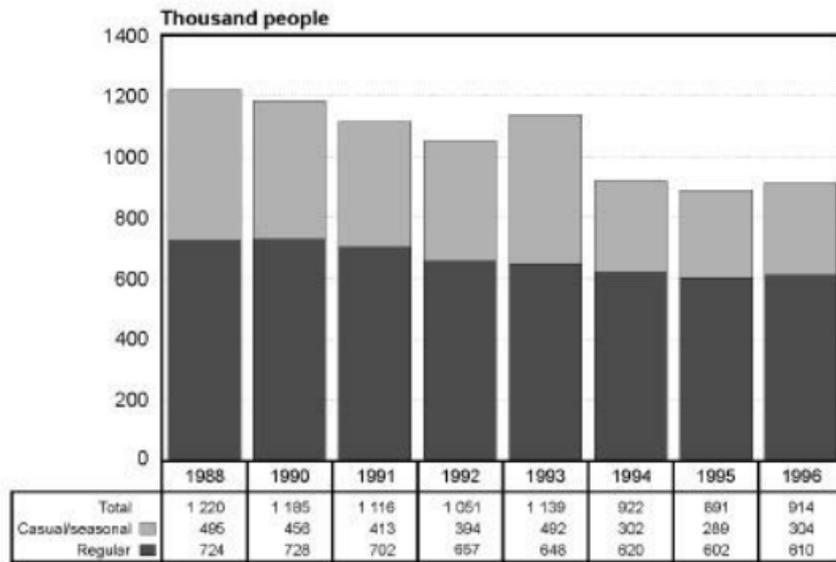
図 A3: 雇用種類



Source: Census '96

出所: StatsSA、Census (1996)。

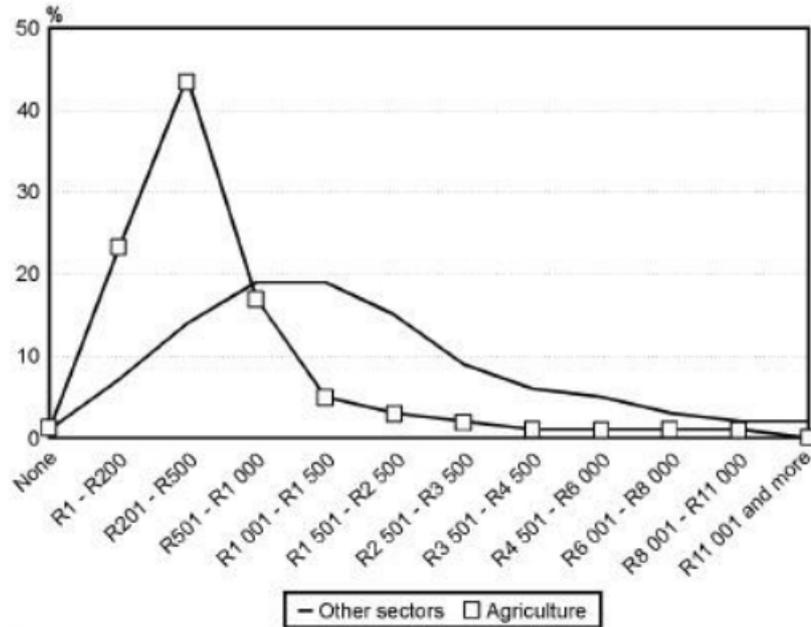
図 A4: 非熟練労働



Source: Annual commercial agricultural surveys

出所: StatsSA、Commercaial Agricultural Survey 各年。

図 A5: 低賃金労働の多さ



Source: Census '96

出所: StatsSA、Census (1996)。