



No. C2014005

2014- 7

广义奥肯定律与中国奥肯关系 ——破解奥肯定律中国不适之谜

卢锋，刘晓光，姜志霄，张杰平^①

No. C2014005

2014年7月6日

摘要：基于对中国宏观经济周期与劳动市场转型关系的经验观察，本文提出引入农业劳动力转移因素的广义奥肯定律概念，并结合分析中国经验数据解释奥肯定律中国不适之谜现象。广义奥肯定律适用形态与经济发展阶段有关，仅包含失业率变量的教科书奥肯模型适用于已完成劳动力转移的发达国家，适用于更多转型经济体的奥肯关系还应加入农业劳动力转移变量。中国独特体制环境使得城镇失业率与宏观周期变动之间缺少显著联系。本文还利用跨国面板数据对广义奥肯定律进行初步检验。

关键词：奥肯定律、农业劳动力转移、失业率、经济增长率

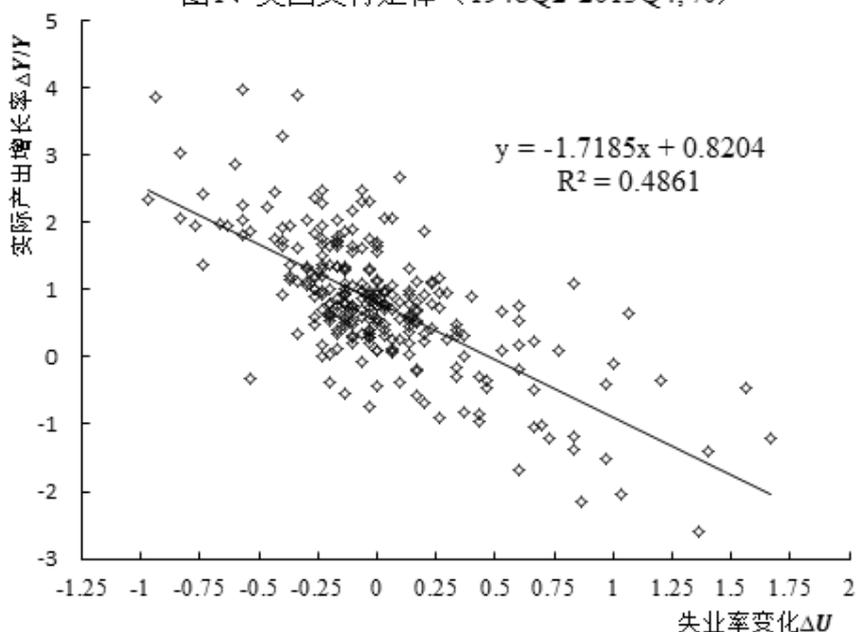
一、引言

“奥肯定律”作为现代宏观经济学教科书一个标准模型，其实质内容是分析一国宏观经济周期与劳动市场变动之间联系，其具体形式则是揭示一国失业率和实际产出之间稳定的负向关系。奥肯（1962）利用美国 1947-1960 年季度数据，分析了失业和实际产出之间的经验关系，发现二者之间的相关系数为-3.2，即失业率每增加 1%，产出将减少 3.2%。按照奥肯定律解释，失业率下降或就业率上升有助于生产物品或劳务，使得失业率与实际 GDP 变动形成反向关系。至于失业率与产出变动之间系数值大于 1，奥肯认为原因在于与失业率同时

^① 卢锋：北京大学国家发展研究院教授（北京大学国家发展研究院，100871，fenglu@nsd.pku.edu.cn），刘晓光：北京大学国家发展研究院博士生，姜志霄：北京大学国家发展研究院研究助理，张杰平：北京大学国家发展研究院博士后研究员。

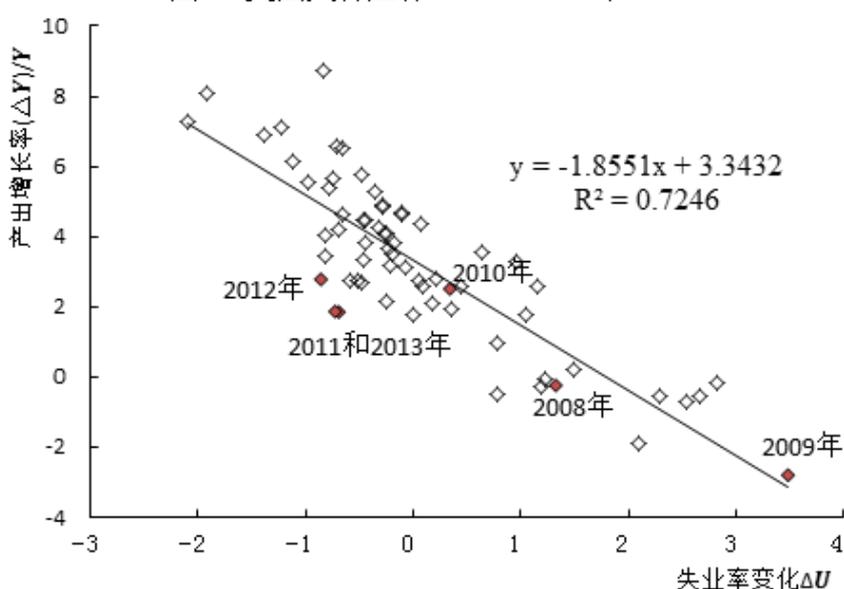
变动的其他因素也会影响产出。^① 图 1 和图 2 报告了美国 1948-2013 年失业率变动与经济增长率季度和年度数据，可见奥肯关系大体能显著成立。^②

图1、美国奥肯定律（1948Q2-2013Q4,%）



资料来源：美国经济分析局(Bureau of Economic Analysis, BEA)和美国劳工统计局 (Bureau of Labor Statistics, BLS)。

图2、美国奥肯定律（1949-2013年,%）



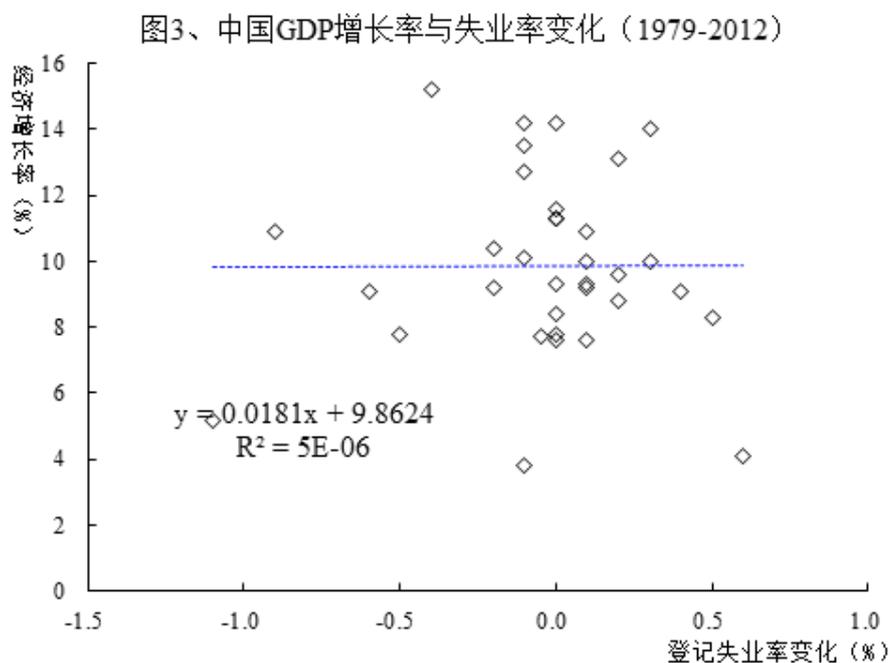
资料来源：美国经济分析局(Bureau of Economic Analysis, BEA)和美国劳工统计局 (Bureau of Labor Statistics, BLS)。

上世纪 70 年代末中国开始实施改革开放政策逐步建立市场体制架构，并取得 30 多年间

^① 奥肯指出这些因素包括劳动参与率、劳动时间和劳动生产率等。例如，当经济繁荣与失业率下降同时，劳动时间也会因员工加班增加。

^② 从图 2 标示的最近三年样本数据来看，美国奥肯曲线有左移动向，可能反映美国经济潜在增长率下降。

年均增长率接近 10% 的巨大成就。随着市场化改革深入，上世纪 90 年代后期中国失业压力加大与就业目标重要性提升，学术界出现不少文献研究奥肯定律与中国数据关系。由于一般认为经济增长有利于扩大就业，学界希望通过研究中国奥肯关系定量把握这一关系，以便更好地理解 and 设计促进就业政策。然而令人始料不及的是，如图 3 数据显示，中国 GDP 增长率与官方失业率数据之间并不存在标准奥肯定律所描述的显著反向关系。

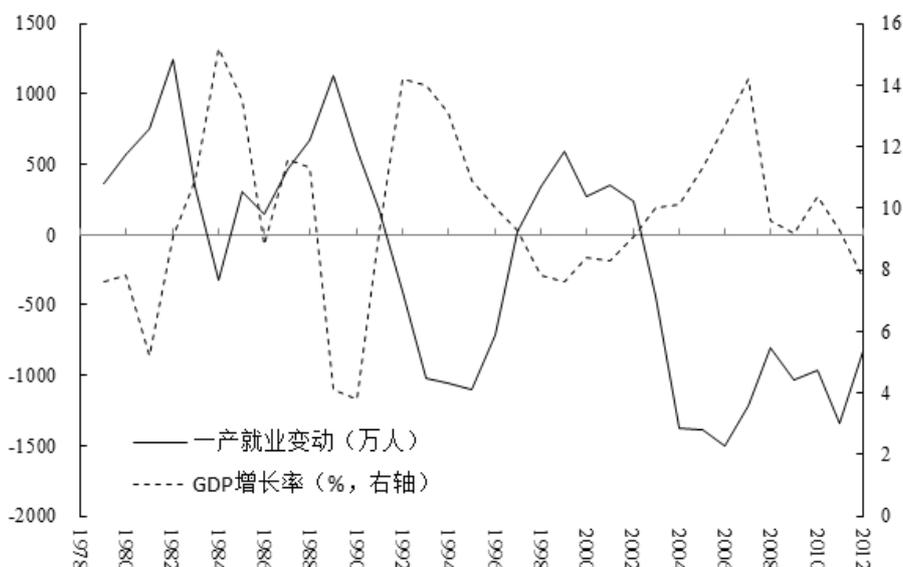


研究人员从不同方面考察了奥肯定律在中国的适用性问题。一些学者发现，中国城镇登记失业率变化和经济增长率之间没有显著关系，实际 GDP 增长率与失业率变动情况与奥肯定律假设形态有相当大偏离（姜巍、刘石成，2005；李含、蒲晓红，2009）。也有研究指出，中国经济增长率与就业人数增长率呈现负向关系表明奥肯定律在中国失效（尹碧波、周建军，2010）。一些学者对奥肯定律的经验形式设立差分、缺口和不对称性等五种版本模型分别加以检验，结果发现都不适合中国情形（方福前、孙永君，2010）。还有研究区分扩张期和衰退期估计奥肯方程，发现失业率对增长率系数数值极小，增长率偏离趋势值约 20 个百分点，失业率变动才约 1 个百分点，扩张阶段系数为正号与理论假说不一致（林秀梅，2006）。还有利用三次产业数据分别估计三产业奥肯方程，结果发现第一、二产业有显著奥肯关系，第三产业奥肯系数估计符号为正，与奥肯定律预测含义相背离（邹薇，2003）。

上述有关失业率与宏观波动关系的基本经验事实以及研究结果都显示，把现有教科书奥肯定律模型直接套用到中国会“水土不服”。出现这一现象的根源何在？如何破解奥肯定律中国不适之谜？基于对中国劳动力市场与宏观经济周期波动特殊关联形态的经验观察，我们认为对于中国这样的转型经济体，农业劳动力转移相对其长期趋势的短期变动是体现劳动市场与宏观周期联系的关键变量。奥肯定律标准模型以失业率作为劳动市场响应宏观周期变动的唯一指标，直接运用到中国难免有南橘北枳之感。

例如图 4 数据显示，中国就业转型背景下农业劳动力趋势性减少，然而特定年份减少数量相对其趋势多少则与 GDP 增长率衡量的宏观周期变动存在显著联系：宏观经济较快增长年份，一产就业人数减少较快；紧缩增速较低年份，一产就业人数减少较慢。

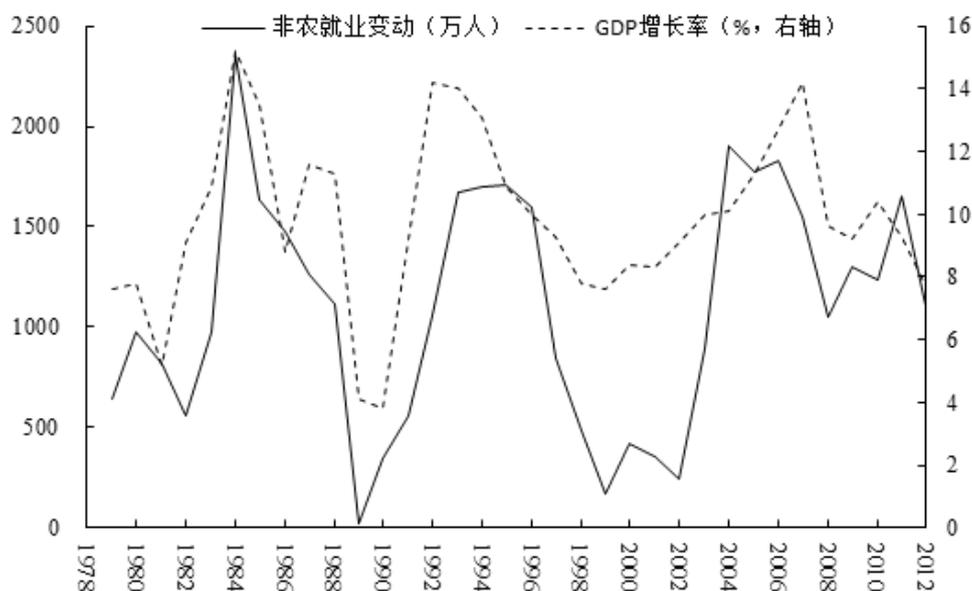
图4、中国第一产业就业变动与GDP增长率（1979-2012）



资料来源和说明：数据来自历年《中国统计年鉴》，经作者估算。

又如图5数据显示，非农就业变动与宏观周期存在显著正向关系。就业转型意味着非农就业趋势性增长，然而非农就业增长快慢与宏观周期变动存在正向显著联系：宏观经济增速较高年份，非农就业增长较多；经济增速较低年份，非农就业增长较少。

图5、中国非农产业就业变动与GDP增长率（1979-2012）



资料来源和说明：非农就业指第二、第三产业就业。数据来自历年《中国统计年鉴》。

因此，要理解处于转型期中国劳动市场与宏观周期变动关系，可适当引入农业劳动力转移变量建构广义奥肯定律模型。相对广义奥肯模型，标准奥肯模型只是适用于发达国家的特例情形。对中国奥肯定律不适之谜现象探究，使我们有机会超越教科书标准模型基本假设，发现适用于不同发展阶段经济体劳动市场与宏观波动之间更为一般性的联系方式。

本文余下部分结构安排如下：第二部分介绍分析思路与推导广义奥肯模型；第三部分以广义奥肯定律视角实证分析中国奥肯关系；第四部分利用跨国面板数据检验广义奥肯定律；

第五部分是简短的结语。

二、分析思路与模型推导

（一）研究思路分析

基于对中国劳动力市场与宏观经济周期波动关联性的经验观察，我们对中国奥肯关系提出两点讨论。第一，我国作为经济与成长结构快速转变的经济体，存在大规模持续的农业劳动力转移，因而我国宏观经济周期波动与农业劳动力转移速度存在密切关系。农业劳动力向非农部门转移，通过非农部门就业变化影响经济增长；反过来，经济增速波动也会通过非农劳动需求变化制约农业劳动力转移规模和节奏。第二，在本文研究对象时期，有意义的失业率统计对象大体是指城镇人口失业现象。^① 城乡分割的户口制度使得城镇人口就业一定程度对宏观经济波动产生屏蔽作用；另一方面相对独立于宏观波动的体制与政策变动，如改革初期知青回城潮和上世纪末国企改革突破会造成城市就业形势短期较大困难。中国城镇失业率定义及其变动特点，使得仅关注经济增长率与失业率关系的标准奥肯定律运用到我国会出现“水土不服”情况。

以往学者研究发现标准奥肯定律在中国失效并寻求修正办法。一些学者从失业率数据的角度分析奥肯定律失效归因，尝试采用其他失业率替代指标（蔡昉，2004）。也有部分学者从就业角度出发，考察就业人口指数或就业量代替失业率与经济增长关系即变形的奥肯定律（邹微，2003）。这类研究对于认识中国失业现象及适当度量方法具有积极意义，不过教科书奥肯模型以成熟的发达国家为现实原型，对劳动力转移变量提示劳动市场运行特征重视不够，难以真正破解奥肯定律在中国不适之谜。

笔者发现已有文献唯一例外是黎德福（2005）认识到农业劳动力转移对研究中国奥肯关系的重要性。该研究将农业劳动力转移纳入了分析奥肯关系框架，构造了包含劳动力转移的奥肯关系模型，并在估计我国农业劳动力转移率基础上检验了相关数据。黎德福（2005）是研究中国奥肯关系具有独到见解的重要文献，不过也存在一些有待探讨完善的问题：如在模型推导上假定农业对经济增长没有贡献的方法是否适当可探讨，人口“四普”结果带来的1990年劳动力数据激增问题有待适当处理，失业率指标直接采用官方公布的城镇登记失业率需要再根据我国劳动市场实际情况进行适当调整。另外可能因为该文将奥肯定律与菲利普斯曲线一起讨论，未能在系统考察国际比较经验基础上提出广义奥肯定律假说。

本文在推导模型思路等方面借鉴了黎德福（2005）研究成果，同时在以下方面做出新的努力和尝试。一是模型推导不仅考虑劳动力转移对非农部门产出的影响，也同时考虑到该因素对农业部门产出的影响，即分析和检验劳动力转移对经济产出的总体影响。二是在实证分析方面更细致地考察我国失业率问题，在官方公布城镇登记失业率之外构建多种失业率指标进行回归分析。三是选用包括一产就业人数变动与农民工数量等不同指标度量农业劳动力转移这一关键变量。四是利用跨国面板数据检验广义奥肯定律与国际发展经验是否一致。

（二）理论模型推导

本节推导适用于包括劳动力转型国家在内的更为一般的奥肯关系，即同时包含农业劳动力转移和失业率变化的广义奥肯模型。

^① 在农村普遍实行家庭土地承包制环境下，绝大部分农户拥有一定面积承包地，因而很难定义有操作意义的农业劳动力失业率。事实上也没有可以利用的农业失业率时间序列数据。

设经济体由两部门组成，农业部门 a 和非农部门 b ，经济活动人口分别为 N_{at} 和 N_{bt} ；就业人口分别为 L_{at} 和 L_{bt} ，生产函数分别为： $Y_{at} = a_t \times L_{at}$ ； $Y_{bt} = b_t \times L_{bt}$ ，其中 a_t 和 b_t 分别为农业部门和非农部门平均劳动生产率。经济总产出为： $Y_t = Y_{at} + Y_{bt}$ ，总就业为： $L_t = L_{at} + L_{bt}$ ，总体平均劳动生产率为： $c_t = \frac{Y_t}{L_t}$ 。为简化形式，以下分析均省略时间下标 t ；

变量上方加“ \bullet ”表示该变量对时间求导。

$$\text{总产出增长率: } g = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{Y}_a + \dot{Y}_b}{Y} = \frac{Y_a}{Y} \frac{\dot{Y}_a}{Y_a} + \frac{Y_b}{Y} \frac{\dot{Y}_b}{Y_b} = \theta_a g_a + \theta_b g_b$$

其中， $g_a = \frac{\dot{Y}_a}{Y_a}$ ，表示农业部门产出增长率； $g_b = \frac{\dot{Y}_b}{Y_b}$ 表示非农部门产出增长率；

$\theta_a = \frac{Y_a}{Y}$ 表示农业产出占全部产出的份额； $\theta_b = \frac{Y_b}{Y}$ 表示非农部门产出占全部产出的份额；

$\theta_a + \theta_b = 1$ ，表示两个部门的产出份额之和等于 1。

设农业部门不存在“失业”，即： $L_a = N_a$ ；非农部门存在失业， $L_b = N_b - U_b$ ；两部门经济活动人口增长率均为 η 。由于转型经济体存在大规模农业劳动力向非农部门持续转移，因此非农部门就业增长由三部分组成，一是非农部门经济活动人口自然增长，二是失业人口变动，三是来自农业部门的劳动力转移。设劳动力转移总量为 M ，新增劳动力转移为

\dot{M} ，则农业部门就业增长： $\dot{L}_a = \eta N_a - \dot{M}$ ，就业增长率： $\frac{\dot{L}_a}{L_a} = \frac{\eta N_a - \dot{M}}{L_a} = \eta - \frac{\dot{M}}{L_a}$ 。非

农部门就业增长： $\dot{L}_b = \eta N_b + \dot{M} - \dot{U}$ ，就业增长率： $\frac{\dot{L}_b}{L_b} = \frac{\eta N_b + \dot{M} - \dot{U}}{L_b}$ 。

因此，总体经济增长率：

$$\begin{aligned}
g &= \theta_a g_a + \theta_b g_b \\
&= \theta_a \left(\frac{\dot{a}}{a} + \frac{\dot{L}_a}{L_a} \right) + \theta_b \left(\frac{\dot{b}}{b} + \frac{\dot{L}_b}{L_b} \right) \\
&= \theta_a \left(\phi_a + \eta - \frac{\dot{M}}{L_a} \right) + \theta_b \left(\phi_b + \frac{\eta N_b + \dot{M} - \dot{U}}{L_b} \right) \\
&= \left[\theta_a (\phi_a + \eta) + \theta_b \left(\phi_b + \frac{\eta N_b}{L_b} \right) \right] + \left(\theta_b \frac{\dot{M}}{L_b} - \theta_a \frac{\dot{M}}{L_a} \right) - \theta_b \frac{\dot{U}}{L_b} \\
&= \left[\theta_a (\phi_a + \eta) + \theta_b \left(\phi_b + \frac{\eta}{1-u} \right) \right] + \left(\frac{bL_b}{Y} \frac{L}{L_b} \frac{\dot{M}}{L} - \frac{aL_a}{Y} \frac{L}{L_a} \frac{\dot{M}}{L} \right) - \theta_b \frac{\dot{U}}{L_b} \\
&= \left[(\theta_a \phi_a + \theta_b \phi_b) + (\theta_a \eta + \theta_b \eta \frac{1}{1-u}) \right] + \frac{(b-a)}{c} \frac{\dot{M}}{L} - \theta_b \frac{N_b}{L_b} \frac{\dot{U}}{N_b} \\
&= \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 \dot{u}
\end{aligned}$$

其中， $\beta_0 = (\theta_a \phi_a + \theta_b \phi_b) + (\theta_a \eta + \theta_b \eta \frac{1}{1-u}) \approx (\theta_a \phi_a + \theta_b \phi_b) + (\theta_a + \theta_b) \eta = \phi + \eta$ ； $\phi_a = \frac{\dot{a}}{a}$ 表示农

业部门劳动生产率的增长率， $\phi_b = \frac{\dot{b}}{b}$ 表示非农部门劳动生产率的增长率， $\phi = \theta_a \phi_a + \theta_b \phi_b$ 为

加权平均劳动生产率增长率； $\beta_1 = \frac{b-a}{c} \geq 0$ ，反映劳动力从生产率低的农业部门流向生产

率高的非农部门会增加总产出； $m = \frac{\dot{M}}{L}$ 为农业劳动力向非农部门的新增转移量占总就业的

比重； $\beta_2 = -\theta_b \frac{N_b}{L_b} = -\theta_b \frac{N_b}{N_b - U} = -\frac{\theta_b}{1-u} \approx -\theta_b$ ， $\dot{u} = \frac{\dot{U}}{N_b}$ 反映失业率变化。

综上，我们可以得到奥肯定律的一般形式，即广义奥肯定律模型：

$$g = \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 \dot{u} \quad (1)$$

其中， β_0 可解释为没有劳动力转移和失业率变化时的经济增长率，也等于劳动生产率增长率加上人口增长率。由于转型经济体存在持续的劳动力转移，所以潜在经济增长率应为：

$g_n = \beta_0 + \beta_1 m_n = \phi + \eta + \beta_1 m_n$ ，其中 m_n 为稳定的劳动力转移速度。由此得到广义奥肯定律的缺口模型：

$$g - g_n = \beta_1 (m - m_n) + \beta_2 \dot{u} \quad (2)$$

广义奥肯定律有两点基本含义。一是认为刻画不同发展阶段经济体宏观周期与劳动市场

关系的更为一般广义奥肯关系应纳入劳动力转移变量，即劳动力转移比率（ m ）与失业率变动共同影响经济增长率。二是奥肯定律教科书标准模型适于比较发达经济体 m 变量影响式微后情况，可以看作上述广义模型的特殊情形。相比成熟经济体，转型国家的潜在增长率多了 $\beta_1 m_n$ ，实际经济增长率多了 $\beta_1 m$ 。

中国经济转型期情况更为特殊。考虑到我国独特体制条件一定程度会屏蔽宏观经济周期变动对城镇就业影响，另外过去几十年间我国知青返城潮与国企改革突破等超越宏观周期范畴的因素对城镇失业率短期变化影响最大，因而城镇失业率变量对中国奥肯关系可能更缺少显著影响。由此推测适应中国转型期的奥肯关系经验形式为：

$$g-g_n = \beta_1(m-m_n) \quad (3)$$

随着劳动力转移过程的持续进行，我国农业劳动力占比会逐渐下降到接近发达国家水平；另外随着户口制度及相关领域改革的推进，我国城乡劳动力市场整合性将随之逐步提升；这些结构性因素消失有望使我国失业率变动与宏观经济波动之间联系变得更为紧密。当中国经济转型大体完成后，中国奥肯关系也应最终服从教科书模型形式：

$$g-g_n = \beta_2 \dot{u} \quad (4)$$

下面首先通过观察中国相关经验数据检验广义奥肯定律在中国的适用形式，然后利用跨国面板数据考察广义奥肯定律与广泛国际经验证据是否相符。

三、中国广义奥肯关系分析

本节利用广义奥肯模型与中国相关数据分析适用于转型期中国的奥肯关系。共包括三部分。一是介绍讨论劳动力转移变量的度量指标和数据，初步观察劳动力转移与宏观经济波动关系。二是讨论中国失业率指标，并补充构造三种用于计量分析几种调整的失业率指标。三是对包含劳动力转移和失业率变化的广义奥肯模型进行回归分析。

（一）中国农业劳动力转移变量指标与度量

与广泛国际经验相一致，改革开放以来我国农业劳动力占比趋势性下降。过去一个多世纪，OECD 国家农业劳动力占比均值从 53% 趋势性下降到目前约 10%；我国农业劳动力占比从改革前夕超过 70% 下降到 2012 年 33.6%，推测 2030 年将下降到接近 10%（卢锋，杨业伟，2012）。中国从业人员总数从 1978 年 4.63 亿人，增长到 2012 年 7.67 亿人，其中第一产业就业人数从 1978 年 3.27 亿人增长到 1991 年 3.91 亿人峰值，此后逐步下降到 2012 年 2.58 亿。^①

与前文理论模型推导逻辑相一致，对农业劳动力新增转移量 \dot{M} 及其比率 m 利用以下公式估测：

$$1) \dot{M} = (\text{非农部门就业变化量}) + (\text{失业人数变化量}) - (\text{上期非农劳动力乘以经济活动人口增长率})。$$

^① 数据来自《中国统计年鉴（2013）》。

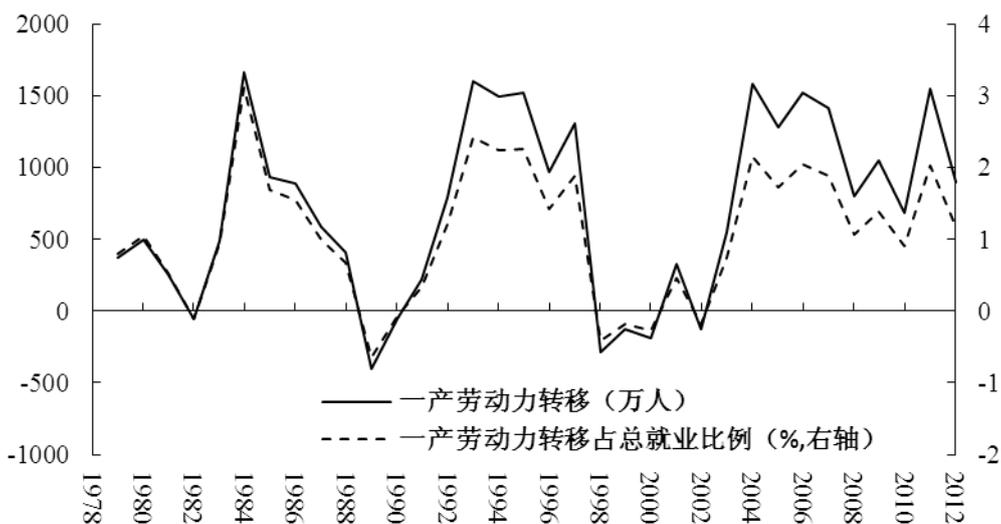
$$2) m = (\dot{M}) \div (\text{上一年社会就业总量}) * 100$$

这里劳动力新增转移数量 \dot{M} 和比率 m 的计算方法与黎德福（2005）基本相同，不过计算 m 时采用社会总就业人数而不是二三产加总的非农就业量作为分母项指标。^①

此外需要对 1990 年以前经济活动人口及各子项就业人口激增情况进行讨论并做适当调整。根据《中国统计年鉴》提供的经济活动人口数据，1990 年经济活动人口比 1989 年增加近 1 亿人，增长率高达 17.3%。对第四次全国人口普查带来的 1990 年经济活动人口统计值异常变动，采用以下方法进行调整：假定 1990 年经济活动人口实际增长率等于前后两年经济活动人口增长率平均值，而 1990 年之前各年经济活动人口增长率与统计年鉴提供的经济活动人口增长率相符，从而得到调整的经济活动人口指标的时间序列数据。对年末就业人员数据采用与经济活动人口类似方法加以调整。

图 6 报告的 \dot{M} 和 m 的估算结果显示，1979-2012 年间我国平均每年农业劳动力转移数量为 718 万人，转移率平均为 1.08 个百分点。图 7 报告了 GDP 增长率与农业劳动力转移率关系，直观可见两者具有显著的正相关性。

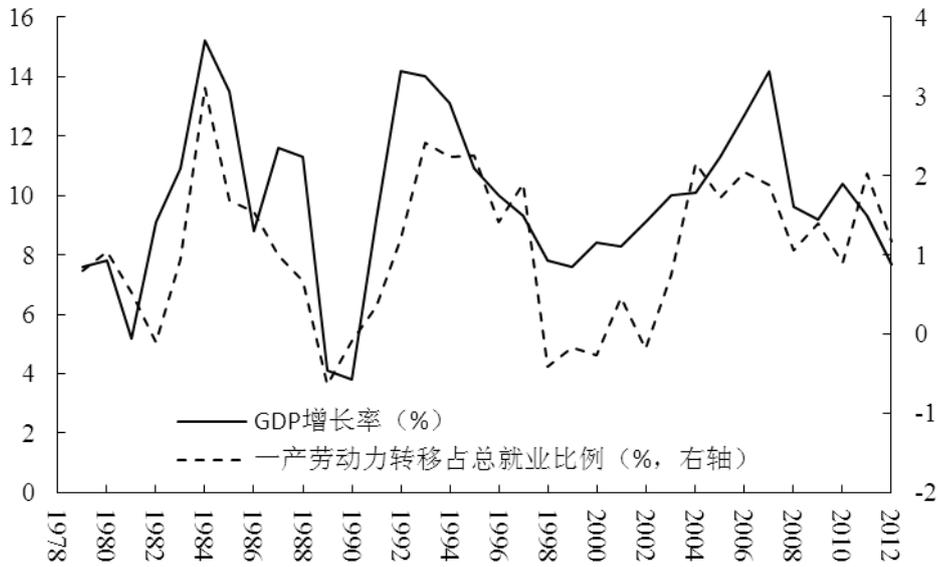
图6、我国一产劳动力转移及其占总就业比例
(1979-2012, 万人, %)



资料来源：历年《中国统计年鉴》，经作者估算。

^① 黎德福（2005）计算转移率 m 的公式为： $m = (\dot{M}) / (\text{上一年二、三产总就业}) * 100$ ，即分母项为非农部门就业。

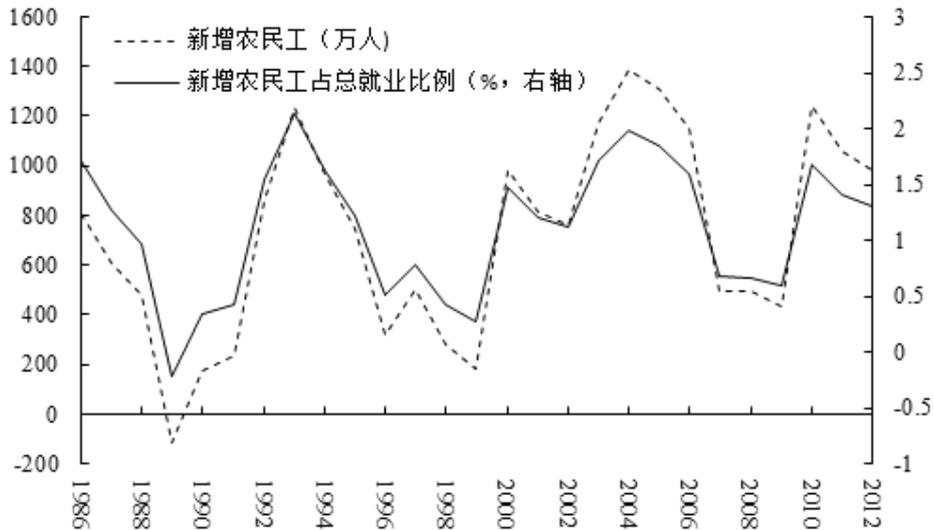
图7、中国GDP增长率与一产劳动力转移速度
(1979-2012, %)



资料来源：历年《中国统计年鉴》，经作者估算。

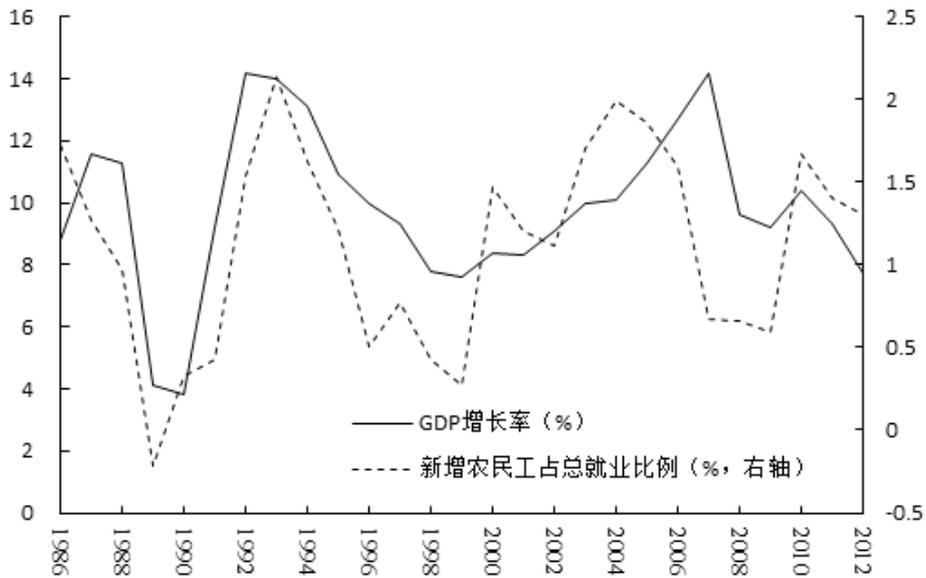
此外，考虑到在中国特定体制环境下农业劳动力转移主体很大程度采取了“农民工”形式，农民工数量提供了劳动力转移的又一度量指标。卢锋（2014）介绍讨论了我国农民工转移及其阶段性特点。受数据可获得性制约，农民工数据起始时期为1985年。图8和图9报告农民工转移量与转移率并与经济增长率比较，显示农民工转移速度与宏观经济周期变动也大体具有正向关系。

图8、中国新增农民工及其占总就业比例（1986-2012）



资料来源：总就业人数见历年《中国统计年鉴》，1985-2010年农民工新增人数见卢锋（2014，上册，第469页图1），2011和2012年农民工新增人数见国家统计局（2013）。

图9、中国GDP增长率与新增农民工转移速（1986-2012）



资料来源：经济增长率数据见历年《中国统计年鉴》，新增农民工占总就业比例数据见图8。

（二）中国城镇失业率指标讨论

我国官方公布的失业率指标为城镇登记失业率，^① 这一指标主要受到两方面质疑。一是该指标没有考虑农村劳动力可能失业情况，或假设农业劳动力没有失业。需理性务实地看待这个问题。一般认为中国农业存在大量剩余劳动力，主要指农业劳动力利用不够充分。不过在大部分农户仍保留一定面积承包土地条件下，农业劳动力利用虽比较粗放或不充分，然而与严格意义上失业的内涵仍有实质性不同。另外如果统计农业失业率时间序列数据也会面临一些难以克服的操作困难。在可选择方法中，假设不存在农业劳动力失业，并在此基础上独立估算城镇失业率，相对同时考虑农业部门和城市部门失业率方法，可能是比较具有操作性并且误差较小方法。

二是城镇失业人员没有考虑上世纪90年代以后数量增加的下岗工人。对此应做一定调整，把下岗人员看作失业对象纳入失业率计算并形成失业率的备择指标数据。国际通用的失业率指标是遵循国际劳工组织（ILO）推荐的失业定义并通过抽样调查所得到的调查失业率（张车伟，2003），^② 可以在很大程度上克服上述问题。据了解，虽然我国有关部门已采用国际劳工组织建议的就业概念实施调查失业率统计，领导人个别场合偶然提到相关数据，尚未系统公布时间序列数据。^③

本文在官方公布的城镇登记失业率基础上，另构建三种调整的失业率指标。首先，对于失业率的分子项，在官方公布的城镇登记失业数基础上，加入下岗工人数量指标。其次，对于失业率的分母项，采用两种方法计算城镇经济活动人口：城镇经济活动人口1=官方公布的失业人数/公布的失业率；城镇经济活动人口2=城镇就业数+城镇失业数+下岗数。相应地

^① 城镇登记失业率，即城镇登记失业人员与城镇单位就业人员（扣除使用的农村劳动力、聘用的离退休人员、港澳台及外方人员）、城镇单位中的不在岗职工、城镇私营业主、个体户主、城镇私营企业和个体就业人员、城镇登记失业人员之和的比。城镇登记失业人员是指有非农业户口，在一定的劳动年龄内（16周岁至退休年龄），有劳动能力，无业而要求就业，并在当地劳动保障部门进行失业登记的人员。来源：国家统计局网站，网址：http://www.stats.gov.cn/tjsj/zbjs/201310/t20131029_449543.html

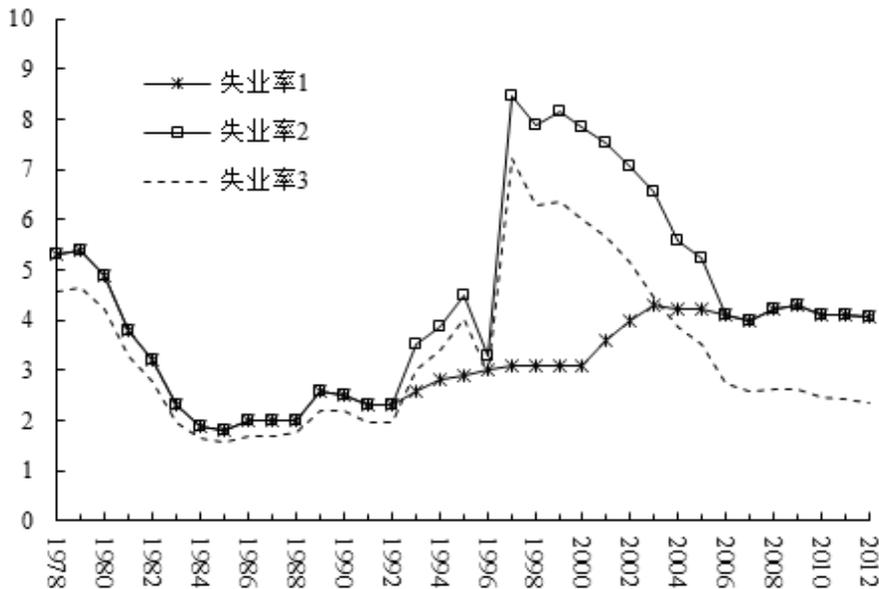
^② 根据 ILO 的标准，在一定年龄范围内的人一定可以被归入这样三种状态之一：就业者、失业者和非经济活动人口。其中，就业者是指那些在过去一周中从事了至少一个小时有收入的工作或者暂时离开了工作岗位的人；失业者则是指那些不工作、积极寻找工作且能够立即工作的人；而非经济活动人口是那些不工作而又不能满足 ILO 失业标准的人（张车伟，2003）。

^③ 2013年9月，李克强总理在英国《金融时报》发表署名文章透露上半年调查失业率为5%左右。2014年6月，李克强总理在出席“两院”大会受邀向两院院士做经济形势报告时，再次提到我国3、4、5月的调查失业率分别为5.17%、5.15%和5.07%。网易财经：<http://money.163.com/14/0611/17/9UFPN2DF00252G50.html>。

可获得以下三种口径不同的失业率指标：失业率 1=官方城镇登记失业率=登记失业数/城镇经济活动人口 1；失业率 2=(登记失业数+下岗数)/城镇经济活动人口 1；失业率 3=(登记失业数+下岗数)/城镇经济活动人口 2。

图 10 报告了包括城镇登记失业率在内的三种失业率数据。第一种官方失业率与第二种加入下岗人员的调整失业率，由可获得下岗人员数据时间期限决定，二者在早期(1978-1991)和后期(2007-2012)重叠。第三种估测方法对失业率分母指标数据进行了调整，因而每个年份都不同于官方失业率统计值。数据显示，我国城镇失业率两次较高值分别发生于改革初期与世纪之交前后，主要原因是知青大规模回城潮和国企改革突破伴随城镇失业人数短期较大幅度增长^①。两个峰值期以外年份城镇失业不高，大体在 3%-4% 上下波动。可见在我国经济高速增长环境下解决传统城镇就业问题难点主要在于应对制度转型释放的失业压力，更为根本问题是解决长期劳动力转移的挑战。失业率统计观察值的周期性特点不明显，因而仅用失业率估计奥肯关系难以解释宏观周期涨落与劳动市场变动的真实关系。

图10、中国的失业率（1978-2012）



资料来源：历年《中国统计年鉴》，经作者估算。

（三）中国奥肯关系模型估计

本节根据广义奥肯模型（1），首先采用 m 表示的农业劳动力转移速度和三种失业率指标进行回归分析。表 1 报告了广义奥肯模型的估计结果，主要有以下三点发现：（1） m 系数显著而稳定，1 个百分点的 m 变动伴随 2.1-2.2 个百分点的 GDP 增长率同向变动。（2）三种口径的失业率变化项的估计系数在 5% 的显著性水平上均不显著，只有失业率 3 在 10% 的显著性水平上显著，说明失业率统计指标对描述中国奥肯关系作用不够显著。（3）常数项的估计系数为 7.5%-7.6%，大体可解释为没有大规模农业劳动力转移背景下中国经济的潜在增长率。

表 1 中国广义奥肯定律回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
劳动力转移速度(m)	2.093***	2.096***	2.158***	2.183***

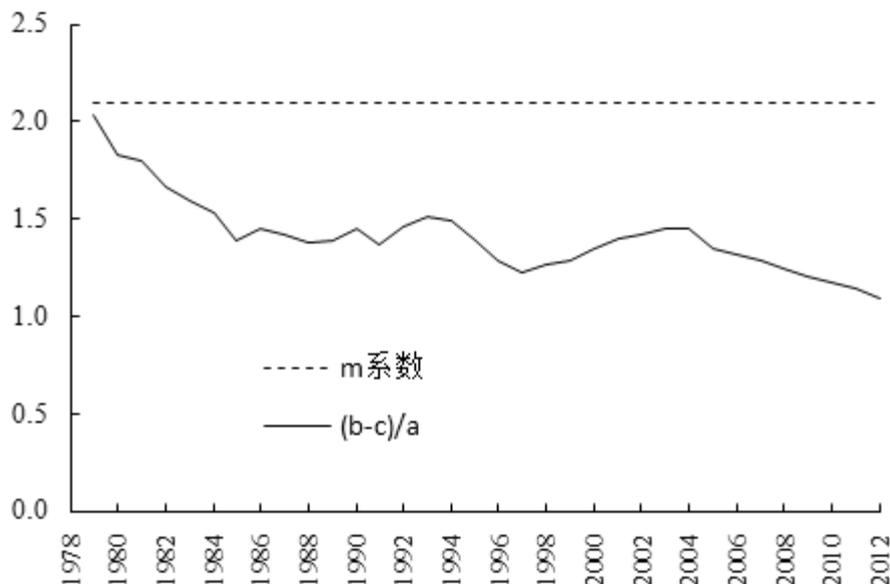
^① 当时对失业人员称作“待业”和“下岗”。

	(0.335)	(0.346)	(0.332)	(0.334)
失业率 1 的变化		0.225 (1.165)		
失业率 2 的变化			-0.318 (0.195)	
失业率 3 的变化				-0.414* (0.239)
常数项	7.598*** (0.517)	7.603*** (0.523)	7.516*** (0.509)	7.474*** (0.512)
R2	0.506	0.507	0.521	0.522
时间段	1979-2012	1979-2012	1979-2012	1979-2012

资料来源和说明：原始数据来自中经网统计数据库；回归数据经作者估算。***, **, *分别代表在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。

需要指出，根据理论模型推导， m 的系数为 $\beta_1 = \frac{b-a}{c}$ ，实际数值可由分产业劳动生产率数据计算而得。图 11 显示，该系数计算值从 1979 年的 2.0 下降到 2012 年的 1.1，样本区间均值为 1.4。这一结果提示我们注意两点。第一，该系数计算值呈下降趋势，反映了两部门劳动生产效率差异在缩小，使得劳动力转移对经济增长率的直接贡献有所下降。目前该系数数值仍大于 1，说明两部门劳动生产效率仍有较大差异，劳动力转移对经济增长率贡献仍有进一步发挥的空间。第二， m 系数 2.1 不应解释为 1 个百分点的农业劳动力转移对 GDP 增长的贡献就是 2.1 个百分点，实际贡献应该约为 1.4，多出部分应该理解为其他因素的同向变动所致。其中原因与奥肯（1962）在解释经济增长率与失业率估计系数为-3.2 相似。当农业劳动力较快转移时，经济通常处于扩张期，伴随工人加班时间延长和劳动参与率提高，同时也伴随着企业投资扩张，因此 m 系数 β_1 的估计值大于 $\frac{b-a}{c}$ 的计算值。在图 11 中，两条曲线之间的阴影部分反映农业劳动力转移作为这些变量的代理变量对总产出增长的影响。

图 11、 m 系数讨论



资料来源和说明：原始数据来自中经网统计数据库，经作者估算。

由于在中国特定体制环境下，农业劳动力转移主体很大程度采取农民工这一历史形式，农民工数据提供了农业劳动力转移的又一度量信息。表 2 报告了利用农民工转移指标的广义奥肯关系回归结果。结果显示，用农民工数据衡量的劳动力转移速度变量也高度显著，其估计系数略大于表 1 中 m 估计系数；常数项的估计系数和显著度比较接近。三种口径的失业率均不显著。不过由于数据样本期和指标定义差异，模型拟合度比表 1 中的 m 估计模型低一些。

表 2 中国广义奥肯定律回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
劳动力转移速度(农民工)	2.594*** (0.777)	2.517*** (0.799)	2.629*** (0.803)	2.622*** (0.796)
失业率 1 的变化		-1.982 (2.029)		
失业率 2 的变化			0.123 (0.174)	
失业率 3 的变化				0.183 (0.218)
常数项	7.182*** (0.975)	7.427*** (1.073)	7.136*** (1.024)	7.149*** (1.014)
R2	0.313	0.336	0.316	0.317
时间段	1986-2012	1986-2012	1986-2012	1986-2012

资料来源和说明：原始数据来自中经网统计数据库；回归数据经作者估算。***, **, *分别代表在 1%, 5%和 10%的水平上显著。

四、多国数据检验

广义奥肯定律的基本思想，是认为劳动市场与宏观波动的关联方式，不仅取决于标准教科书模型强调的失业率指标，而且受制于不同国家所处发展阶段特点以及农业劳动力转移对经济增长贡献的相对重要性。本节从比较国际经验角度对广义奥肯定律进行初步检验。首先在整理 100 多个样本国家跨国面板数据基础上估计广义奥肯模型的国际经验通式，并通过观察劳动力转移变量是否显著检验广义奥肯定律。然后依据农业劳动力占比把样本国家分为转型国与成熟国两个组别来分别估计广义奥肯方程，通过观察农业劳动力转移和失业率变量估计系数显著度差异来检验广义奥肯定律。

（一）广义奥肯模型的国际通式

世界银行 WDI 数据库提供的各国 1980-2012 年经济增长和劳动市场有关数据。我们在整理相关数据基础上，获得 104 个国家包括经济增长率、失业率、农业劳动力占比、农业劳动力转移等指标的时间序列数据，其中劳动力转移速度指标 m 构建方法与上一节相同。最终获得 104 个国家（或地区）的非平衡面板数据。附录 1 报告数据整理方法及 104 个样本国家有关指标数据。表 3 报告用于回归分析的主要回归变量跨国数据的统计描述。

表3 回归变量统计描述 (1981-2012)

变量名	观测值数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
GDP 增长率 (%)	1575	3.54	3.65	4.12	-17.96	34.50
失业率 (%)	1575	8.58	7.60	5.11	0.10	37.30
失业率变动 (%)	1575	-0.01	-0.10	1.49	-12.00	10.80
农业就业比重 (%)	1575	15.10	9.50	14.52	0.00	70.20
劳动力转移速度 m (%)	1575	0.33	0.20	1.37	-7.69	13.82

资料来源和说明：世界银行 WDI 数据库，经作者估算，具体数据见附录。

首先分别估计标准奥肯模型和广义奥肯模型，并通过观察农业劳动力转移变量估计系数是否具有显著正向关系来对广义奥肯定律进行初步检验。由于是非平衡面板数据，为兼顾最大限度地利用样本信息和保证回归结果质量，我们对每个模型回归时，都分别采用了控制年份效应的最小二乘回归 (OLS)，固定效应面板回归 (FE) 和系统 GMM 回归三种回归方法。

表 4 报告回归结果。三种回归方法估计结果具有一致性，说明回归结论稳健。其中，失业率变动指标在标准奥肯模型和广义奥肯模型中都显著为负，且系数稳定；在广义奥肯模型中，劳动力转移速度指标显著为正，系数大小也比较稳定。表 4 回归结果说明，失业率变化和农业劳动力转移都是联系宏观经济周期与劳动市场变动的重要变量，在分析奥肯关系及相关就业政策时，不应遗漏农业劳动力转移变量。

表 4 广义奥肯模型基准回归

模型 变量	模型 1: 标准奥肯模型			模型 2: 广义奥肯模型		
	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM
失业率变动	-1.102*** (0.0886)	-1.041*** (0.121)	-1.102*** (0.124)	-1.170*** (0.0875)	-1.093*** (0.119)	-1.170*** (0.120)
劳动力转移速度				0.469*** (0.0803)	0.322*** (0.0780)	0.469*** (0.0932)
常数项	3.564*** (0.507)	3.820*** (0.460)	3.564*** (0.525)	3.054*** (0.509)	3.433*** (0.462)	3.054*** (0.514)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数	1,575	1,575	1,575	1,575	1,575	1,575
R2	0.327	0.408	0.194	0.350	0.420	0.144
个体数	104	104	104	104	104	104

资料来源和说明：原始数据来自 WDI 数据库；回归数据经作者估算。作者估算。系统 GMM 回归处 R2 处报告的是 Hansen 检验的 p 值。***, **, * 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。

考虑农业就业比重是衡量一国劳动转型阶段的关键变量，劳动市场结构变量与经济增长率之间联系可能会受到农业就业比重的影响，我们在上述估计方程中加入农业就业比重与失业率变动以及劳动力转移速度交叉项，以考察一国农业就业比重是否会加强或减弱失业率变动和劳动力转移速度变量与经济增长率的关系。

表 5 报告了加入交叉项的回归结果。结果显示，失业率变动与农业就业比重的交叉项显著为正，表明农业就业比重越高的国家，失业率变动与经济增长率的负向相关关系越弱，从而说明在劳动力转型国家，宏观经济周期对就业市场的影响一部分反映在劳动力转移上，从而减弱了与失业率的关联度。由于劳动力转移速度本身已经反映了劳动力转型的特征，所以

其与农业就业比重的交叉项并不显著。此外，在 OLS 和系统 GMM 回归中，农业就业比重本身的系数也显著为正，说明经济发展阶段越落后的国家，经济增长率越高，反映了经济增长的收敛效应。在固定效应回归中该系数不显著，可能是因为固定效应回归通过控制个体效应，本身已经控制了这一效果。

表 5 广义奥肯模型拓展回归

模型 变量	模型 3: 广义奥肯模型拓展		
	OLS	FE	GMM
失业率变动	-1.364*** (0.115)	-1.349*** (0.149)	-1.364*** (0.150)
劳动力转移速度	0.387*** (0.135)	0.296** (0.117)	0.387*** (0.139)
农业就业比重	0.0565*** (0.00731)	-0.00269 (0.0449)	0.0565*** (0.0156)
失业率变动*农业就业比重	0.0160** (0.00723)	0.0175** (0.00677)	0.0160** (0.00720)
劳动力转移速度*农业就业比重	-0.00165 (0.00461)	-0.000363 (0.00433)	-0.00165 (0.00474)
常数项	2.235*** (0.511)	3.495*** (0.912)	2.235*** (0.563)
年份效应	Yes	Yes	Yes
观测值数	1,575	1,575	1,575
R2	0.390	0.427	0.238
个体数	104	104	104

资料来源和说明：原始数据来自 WDI 数据库，回归数据经作者估算。系统 GMM 回归处 R2 处报告的是 Hansen 检验的 p 值。***, **, * 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。

(二) 样本国分类型回归分析

下面以样本期内农业就业比重某一水平为划分标准，将样本国分为转型国和成熟国两个子样本，分别进行上述回归分析，通过观察子样本回归方程中劳动力转移与失业率变量相对显著度和重要性以进一步检验广义奥肯定律。我们以 10% 为分界点，将样本期间农业就业比重平均水平高于 10% 看作转型国，低于 10% 为成熟国，从而将样本分为转型国家和成熟国家两个子样本，分别对二者进行广义奥肯模型回归分析。^① 考虑交叉项在整体样本分析中具有显著影响，下面分样本回归分析时也引入交叉项变量。

表 6 回归结果显示，在转型国家奥肯模型中，失业率变动和劳动力转移速度两个指标都非常显著；而在成熟国奥肯模型中，失业率指标非常显著，但是劳动力转移速度指标不再显

^① 本文也尝试以农业就业比重初始水平是否高于 10% 为划分标准，进行转型国和成熟国的子样本广义奥肯模型回归分析，所得结果与本文采用方法基本一致，不再赘述。

著，与广义奥肯定律包含的理论预期具有一致性。转型国的回归方程还显示，农业就业比重及其与失业率变动的交叉项也非常显著，与表 5 基准回归有关结果一致。在成熟国回归方程中，劳动力转移速度指标不显著，一产就业占比交叉项也不再显著，只有失业率指标非常显著，且回归系数值明显变大。以上结果显示，广义奥肯方程在不同国家具体实现形式与劳动力转型这个结构变量具有重要联系：对于农业劳动力持续转移的转型国家，失业率变动和劳动力转移速度都是奥肯关系的基本变量；然而随着农业劳动力转移进程大体结束，劳动力转移速度指标失去显著性，广义奥肯关系收敛为标准模型形态。

表 6 广义奥肯模型样本国分类型回归

模型 变量	转型国			成熟国		
	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM
失业率变动	-1.689*** (0.199)	-1.677*** (0.289)	-1.689*** (0.291)	-1.179*** (0.188)	-1.256*** (0.222)	-1.179*** (0.215)
劳动力转移速度	0.580** (0.230)	0.577*** (0.204)	0.580*** (0.217)	0.0955 (0.225)	0.0777 (0.158)	0.0955 (0.211)
农业就业比重	0.0649*** (0.0116)	0.0617 (0.0570)	0.0649*** (0.0231)	-0.0269 (0.0351)	0.0439 (0.168)	-0.0269 (0.0677)
失业率变动*农业就业比重	0.0282*** (0.00928)	0.0294*** (0.00970)	0.0282*** (0.0102)	0.000504 (0.0290)	0.0273 (0.0350)	0.000504 (0.0319)
劳动力转移*农业就业比重	-0.00704 (0.00611)	-0.00731 (0.00552)	-0.00704 (0.00573)	0.0365 (0.0290)	0.0108 (0.0269)	0.0365 (0.0325)
常数项	1.739 (1.072)	1.833 (2.168)	1.739 (1.193)	2.665*** (0.614)	2.498** (1.041)	2.665*** (0.787)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数	773	773	773	802	802	802
R2	0.392	0.423	0.999	0.382	0.483	0.961
个体数	59	59	59	45	45	45

资料来源和说明：原始数据来自 WDI 数据库，回归数据经作者估算。系统 GMM 回归处 R2 处报告的是 Hansen 检验的 p 值。***, **, *分别代表在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。

五、简短的结语

针对教科书奥肯定律标准模型不适应中国经验数据现象，本文通过引入农业劳动力转移变量提出广义奥肯定律概念，并利用中国经验数据以及包含 100 多个国家样本的跨国面板数据对广义奥肯定律进行实证检验。

广义奥肯定律的基本思想认为，一国劳动市场与宏观波动的关联方式，不仅取决于标准

教科书模型强调的失业率指标,而且受制于不同国家所处发展阶段特点以及农业劳动力转移对经济成长贡献的相对重要性。仅包含失业率变量的教科书奥肯模型适用于已完成劳动力转移的发达国家,适用于广大转型经济体的奥肯模型则应包括农业劳动力转移这一关键结构变量,因而可以把教科书标准模型看作广义奥肯定律的特例。

利用 100 多个样本国家面板数据,本文对广义奥肯模型进行初步检验并得到以下几点结果。首先,利用全部样本对广义奥肯关系回归肯定了失业率变量的显著性,同时显示劳动力转移速度指标显著为正,系数大小也相对稳定,说明失业率变化和农业劳动力转移都是联系宏观经济周期与劳动市场的重要变量。其次,在广义奥肯关系估计方程中加入农业就业比重指标、农业就业比重与失业率变动以及劳动力转移速度交叉项进行回归,结果肯定劳动力转移因素重要性。最后,以农业就业比重为标准将样本国划分为转型国和成熟国分别进行回归分析,两个子样本劳动力转移与失业率变量估计结果差异与广义奥肯定律理论假说一致。

从广义奥肯定律视角观察,我国经济学相关文献讨论呈现的奥肯定律不适中国之谜现象可迎刃而解。在广义奥肯定律概念基础上估计的中国奥肯关系方程显示,农业劳动力转移相对其趋势变动与宏观经济周期涨落存在显著联系,采用不同劳动力转移和失业率度量数据的估计方程中,劳动力转移估计值都相当稳定并高度显著,显示农业劳动力转移是联结转型期中国宏观经济与劳动市场的关键变量,广义奥肯定律与中国相关经验数据具有一致性。

另一方面,我国官方城镇登记失业率以及我们构造的包括下岗人员在内的不同失业率指标,在广义奥肯模型估计式中都缺少显著性。这个结果与更多转型国跨国面板数据中失业率与劳动力转移指标同时显著的估计结果存在差异。对此可从两方面讨论和理解。一是我国独特体制环境下,户口制度及相关劳动市场管制政策,使得城镇劳动市场和就业相当程度对宏观波动产生屏蔽效应。二是改革时期导致我国城镇失业率指标大幅度飙升的两次重要冲击,分别是改革初期知青回城潮以及上世纪末国企改革突破伴随的城镇就业短期困难,这些制度的政策变动相对独立于奥肯关系重视的宏观经济短期变动对劳动市场影响。

本文研究有助于拓宽对劳动市场与宏观经济周期变动关系一般形式的理解,显示对中国转型期某些重大特征现象探究,可能使我们有机会超越传统教科书标准模型基本假设限制,加深对某些宏观经济关系的认识。另外,对中国奥肯关系的实证分析,凸显我国失业率变动以及劳动力转移在特定体制和政策环境下所呈现的某些特征属性。中国奥肯关系估计方程结果,则为讨论和评估不同时期劳动力市场与宏观经济波动内在联系和规律,提供了一个经验性认识参照或基准。

参考文献

- [1] Arthur M. Okun, "Potential GNP, Its measurement and Significance," in Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 1962, pp. 98-103.
- [2] 蔡昉:《中国就业统计的一致性——事实和政策含义》,《中国人口科学》2004年第3期。
- [3] 方福前、孙永君:《奥肯定律在我国的适用性检验》,《经济学动态》2010年第12期。
- [4] 国家统计局:《2012年全国农民工监测调查报告》,2013年5月。
- [5] 姜巍、刘石成:《奥肯模型与中国实证(1978-2004)》,《统计与决策》2005年第24期。
- [6] 黎德福:《论二元经济的菲利普斯曲线和“奥肯法则”》,《世界经济》2005年第8期。
- [7] 李含、蒲晓红:《奥肯定律在中国的适用性分析》,《商业研究》2009年第6期。
- [8] 林秀梅:《我国经济增长率与失业率的非线性动态关联研究——奥肯定律重新审视》,《数

量经济研究》2006年第1期。

- [9] 卢锋、杨业伟：《中国农业劳动力占比变动因素估测:1990~2030年》，《中国人口科学》2012年第4期。
- [10] 卢锋：《大国追赶的经济学观察——理解中国开放宏观经济（2003-2013）》（上册）第335-343、466-471页，北京大学出版社，2014年第1版。
- [11] 赵海峰、卢仁山：《中国经济增长与就业压力反思》，《技术经济与管理研究》2006年第1期。
- [12] 尹碧波、周建军：《中国经济中的高增长与低就业：奥肯定律的中国经验检验》，《财经科学》2010年第1期。
- [13] 张车伟：《失业率定义的国际比较及中国城镇失业率》，《世界经济》2003年第5期。
- [14] 中国农业部（编）：《新中国农业60年统计资料》，中国农业出版社，2009年第1版。
- [15] 邹薇：《中国经济对奥肯定律的偏离与失业问题研究》，《世界经济》2003年第6期。

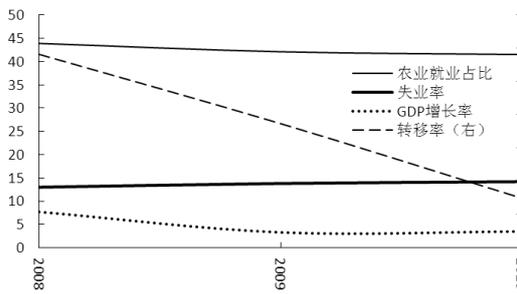
附录 1、估计广义奥肯定律方程所用跨国数据

估计广义奥肯定律方程所用跨国面板数据，来自世界银行提供的世界发展指标（World Development Indicator, 简称 WDI）数据库。WDI 数据库提供了世界各国关于 GDP 增长率、经济活动人口、失业率和三次产业就业比重等相关变量数据。经整理计算，得到包括 GDP 增长率、失业率、农业就业占比和农业劳动力转移率等主要回归变量的 110 个国家 1649 个观测值。在此基础上，剔除农业就业比重水平异常的观测值和极端值，又舍去年度观测样本数小于 3 国家，最终得到 104 个国家的 1575 个观测值。

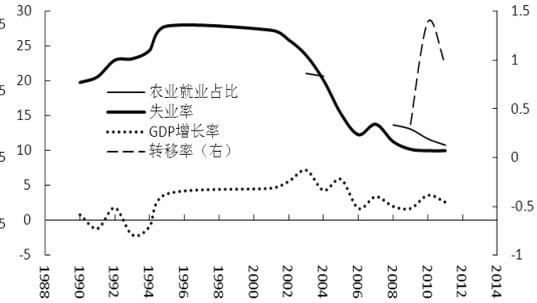
其中，因为农业就业比重水平异常而被剔除部分观测值的国家包括玻利维亚（删除 1999 年及以前样本）、不丹（删除 2006 年样本）、哥伦比亚（删除 2001 年及以前样本）、多米尼加（删除 2010 和 2011 年观测值）、厄瓜多尔（删除 2000 年及以前样本）、摩洛哥（删除 2002 年及以前样本）、巴拉圭（删除 1997 年及以前样本）、秘鲁（删除 2004 年及以前样本）、萨尔瓦多（删除 1991 和 1992 年样本）和乌克兰（删除 2001 年及以前样本）。因样本观测值数少于 3 个而被剔除的国家包括博茨瓦纳、埃塞俄比亚、伊朗、纳米比亚、乌干达和阿拉伯联合酋长国。

下面图形分别报告 104 个样本国 GDP 增长率、失业率、农业就业占比和转移率时间序列数据。

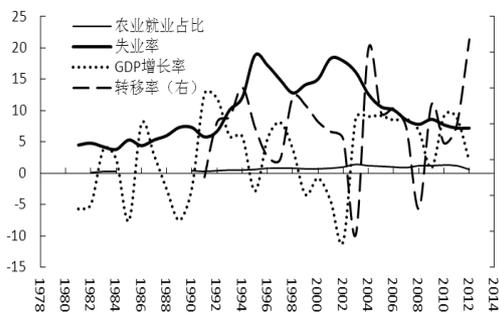
阿尔巴尼亚 (Albania) (2008-2010, %)



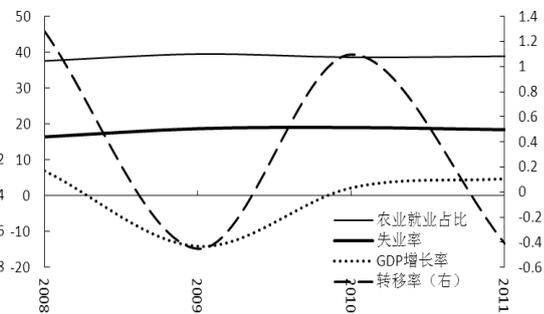
阿尔及利亚 (Algeria) (1990-2011, %)



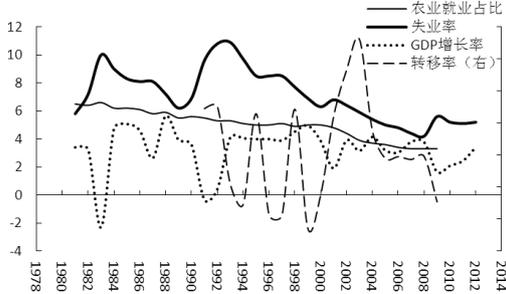
阿根廷 (Argentina) (1981-2012, %)



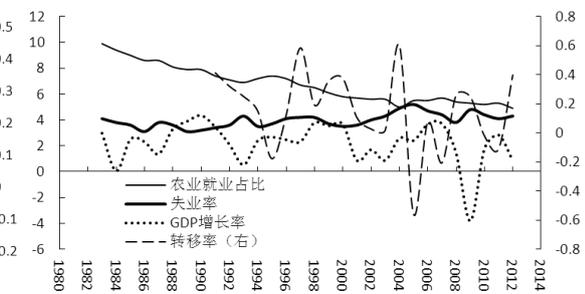
亚美尼亚 (Armenia) (2008-2011, %)



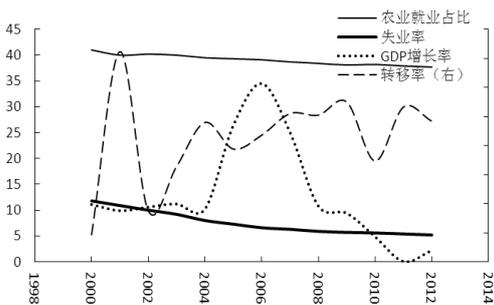
澳大利亚 (Australia) (1981-2012, %)



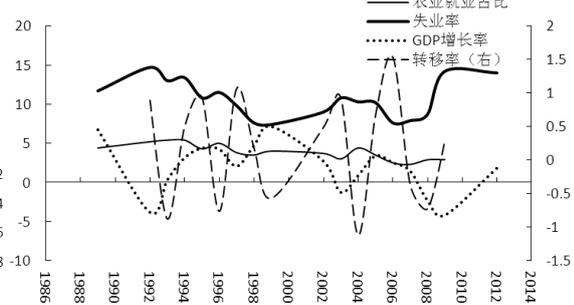
奥地利 (Austria) (1983-2012, %)



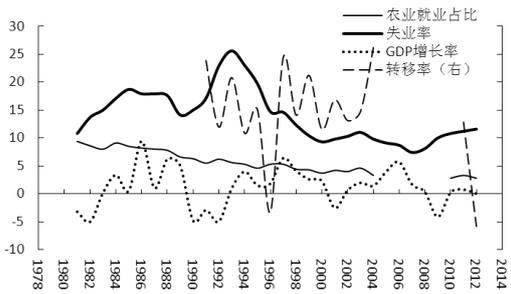
阿塞拜疆 (Azerbaijan) (2000-2012, %)



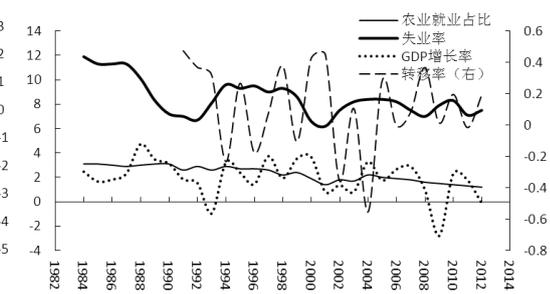
巴哈马 (Bahamas) (1989-2012, %)



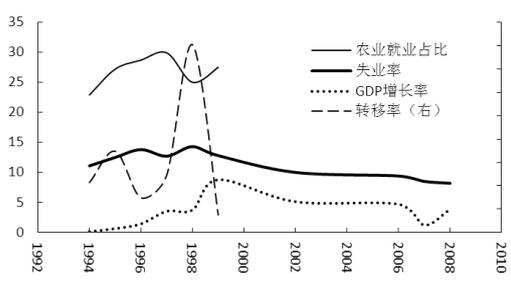
巴巴多斯 (Barbados) (1981-2012, %)



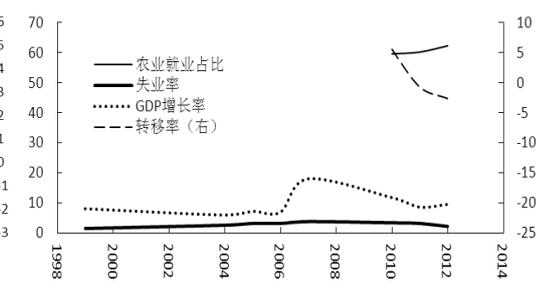
比利时 (Belgium) (1984-2012, %)



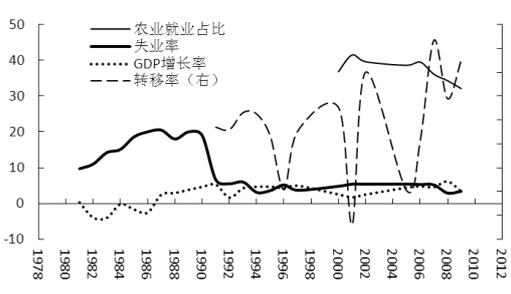
伯利兹 (Belize) (1994-2008, %)



不丹 (Bhutan) (1999,2004-2012, %)



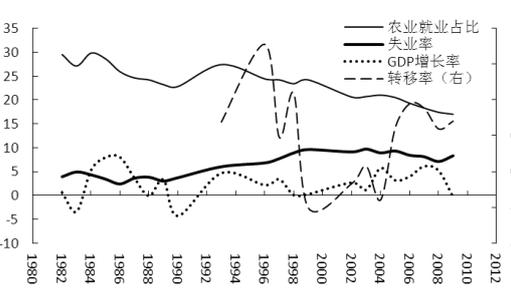
玻利维亚 (Bolivia) (1981-2009, %)



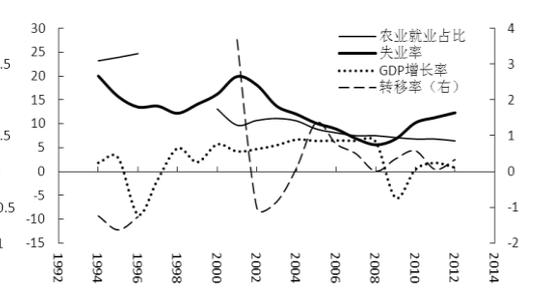
波斯尼亚和黑塞哥维那 (Bosnia and Herzegovina) (2007-2012, %)



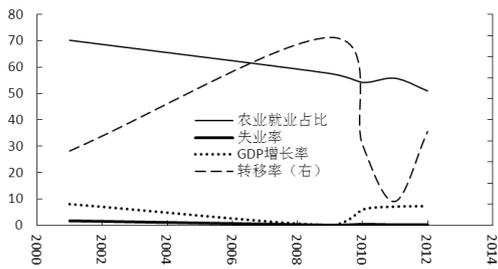
巴西 (Brazil) (1982-2009, %)



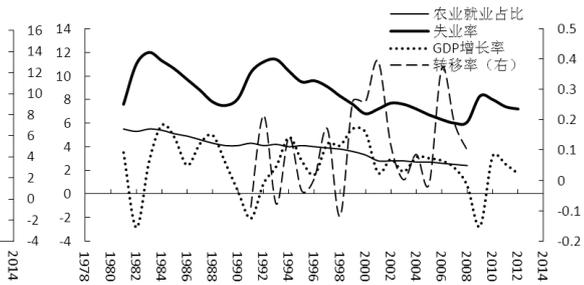
保加利亚 (Bulgaria) (1994-2012, %)



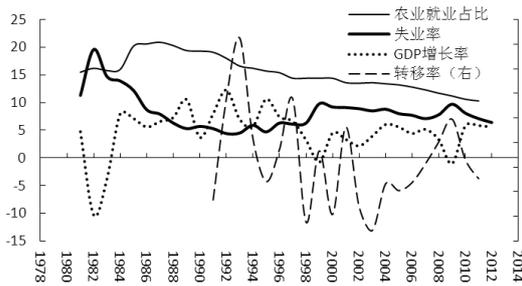
柬埔寨 (Cambodia) (2009-2012, %)



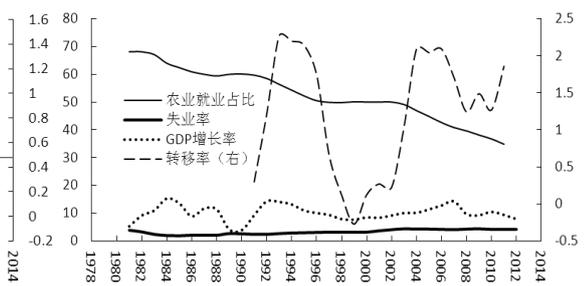
加拿大 (Canada) (1981-2012, %)



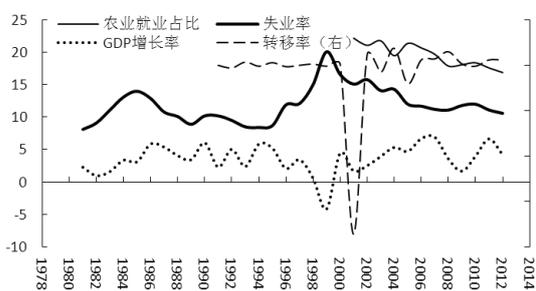
智利 (Chile) (1981-2012, %)



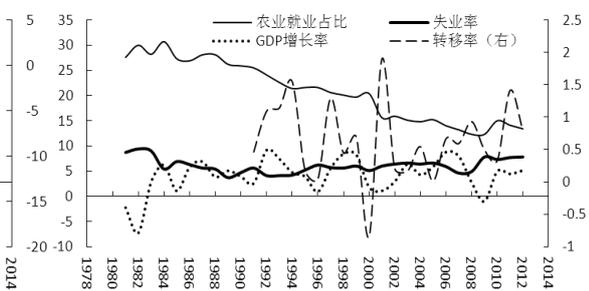
中国 (China) (1981-2012, %)



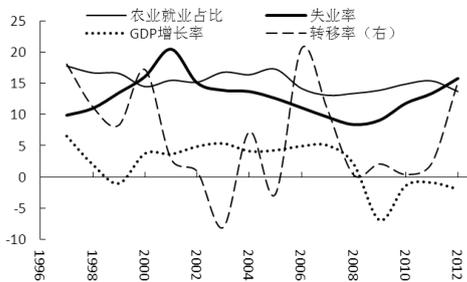
哥伦比亚 (Colombia) (1981-2012, %)



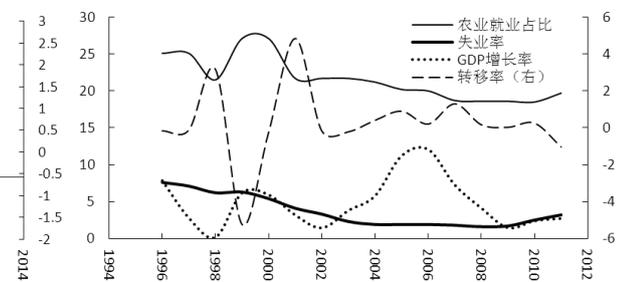
哥斯达黎加 (Costa Rica) (1981-2012, %)



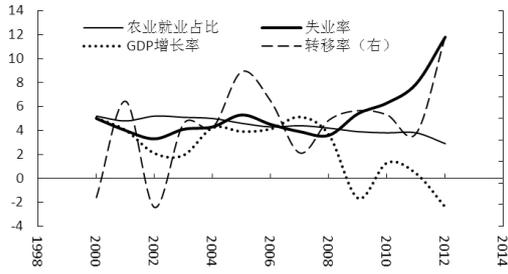
克罗地亚 (Croatia) (1997-2012, %)



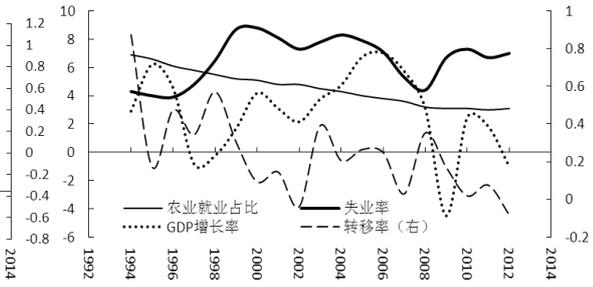
古巴 (Cuba) (1996-2011, %)



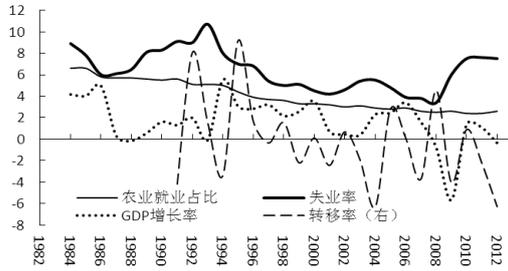
塞浦路斯 (Cyprus) (2000-2012, %)



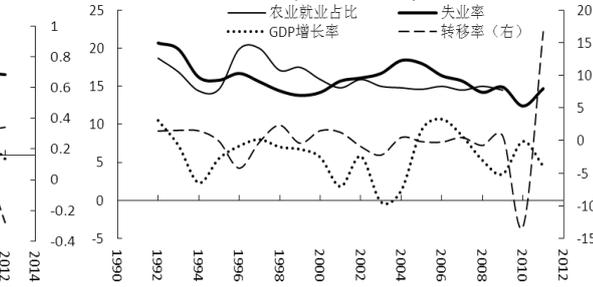
捷克共和国 (Czech Republic) (1994-2012, %)



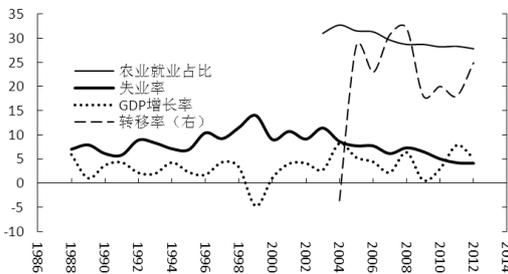
丹麦 (Denmark) (1984-2012, %)



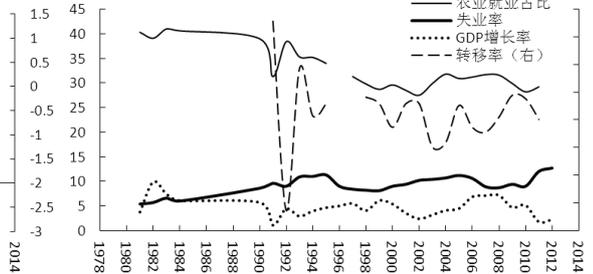
多米尼加共和国 (Dominican Republic) (1992-2011, %)



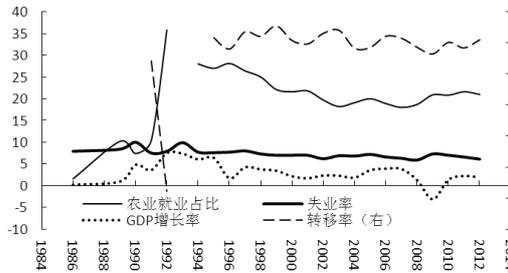
厄瓜多尔 (Ecuador) (1988-2012, %)



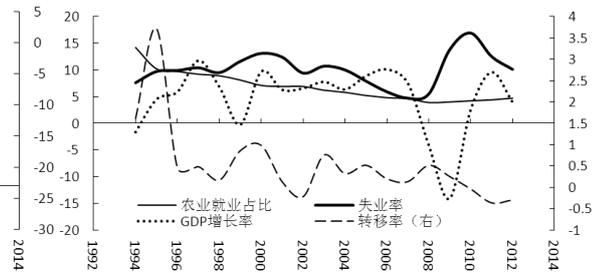
埃及 (Egypt) (1981-2012, %)

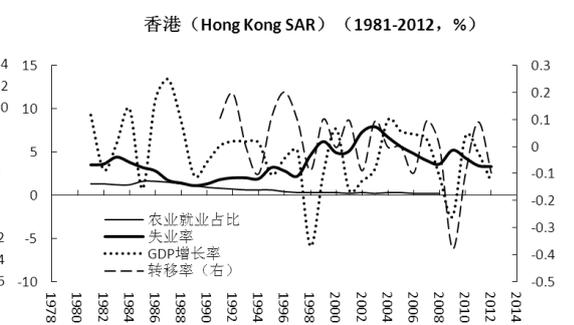
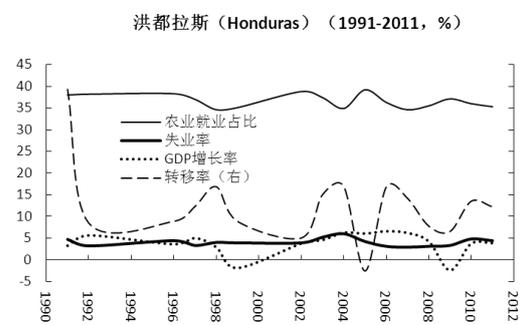
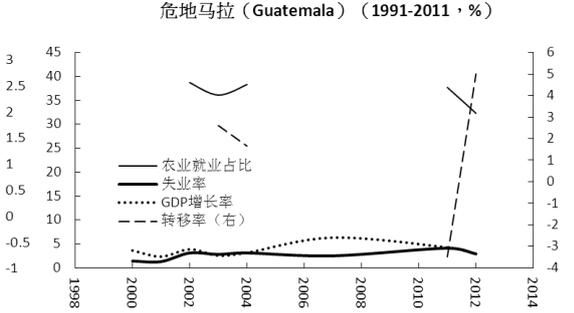
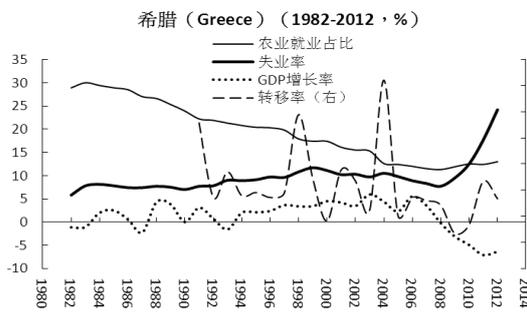
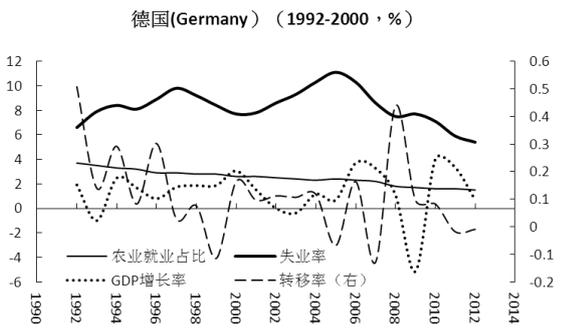
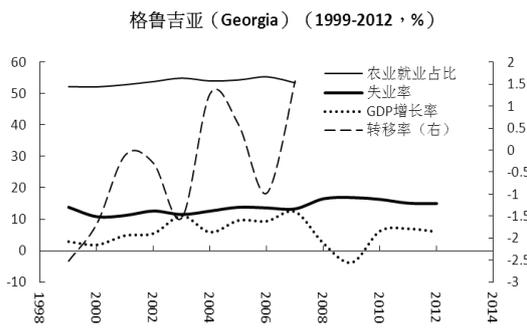
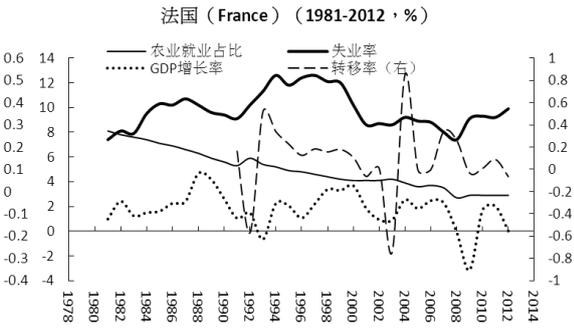
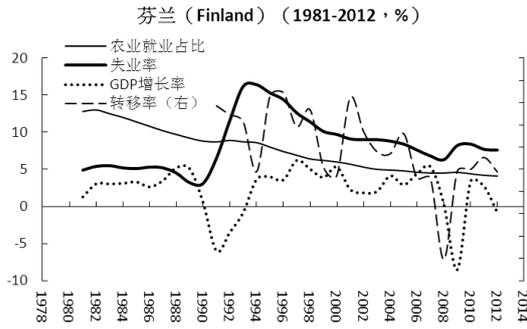


萨尔瓦多 (El Salvador) (1986-2012, %)

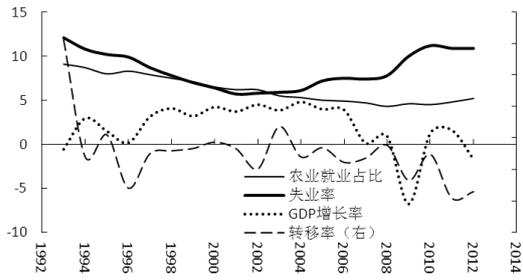


爱沙尼亚 (Estonia) (1994-2012, %)

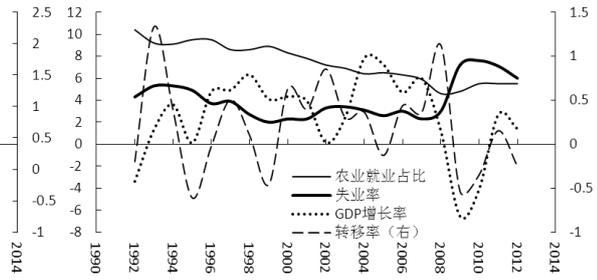




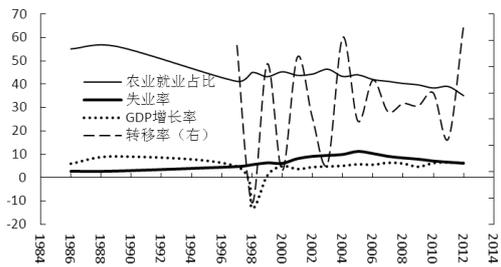
匈牙利 (Hungary) (1993-2012, %)



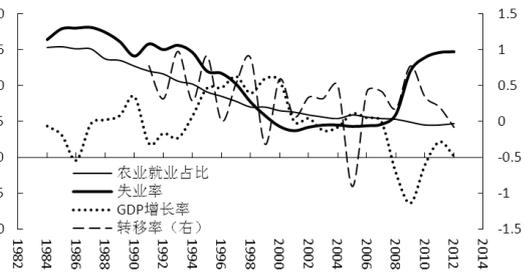
冰岛 (Iceland) (1992-2012, %)



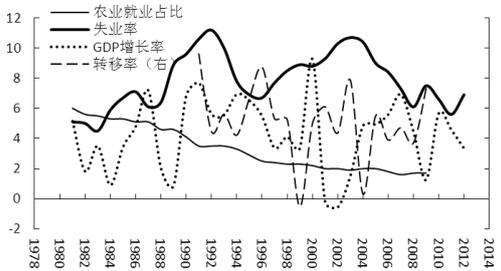
印度尼西亚 (Indonesia) (1986-2012, %)



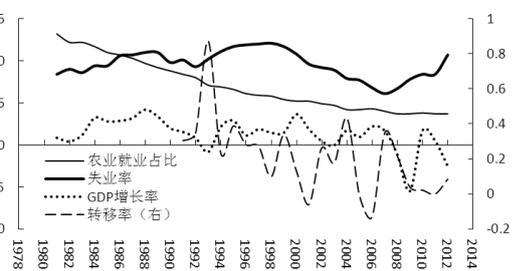
爱尔兰 (Ireland) (1984-2012, %)



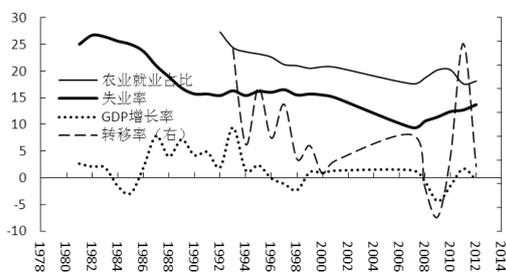
以色列 (Israel) (1981-2012, %)



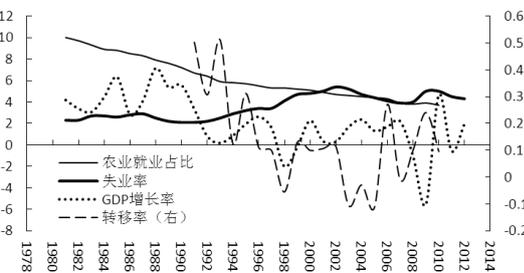
意大利 (Italy) (1981-2012, %)



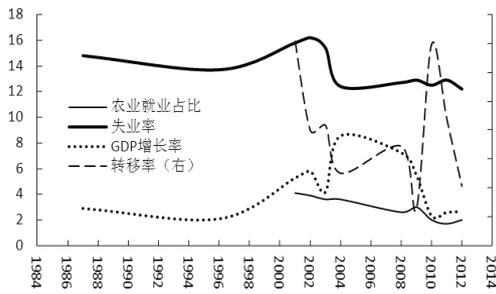
牙买加 (Jamaica) (1981-2012, %)



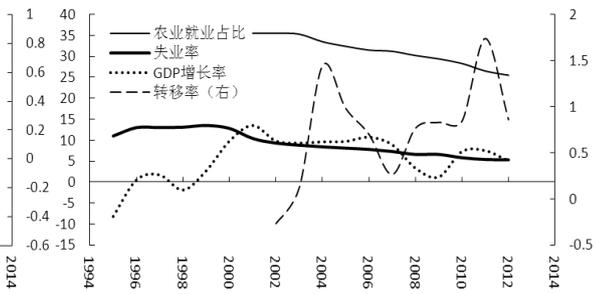
日本 (Japan) (1981-2012, %)



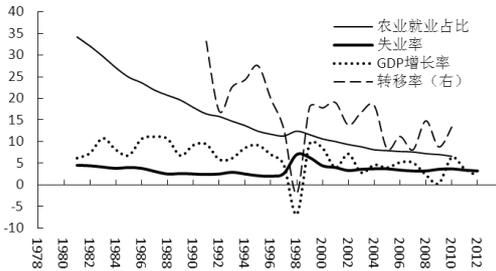
约旦 (Jordan) (1987-2012, %)



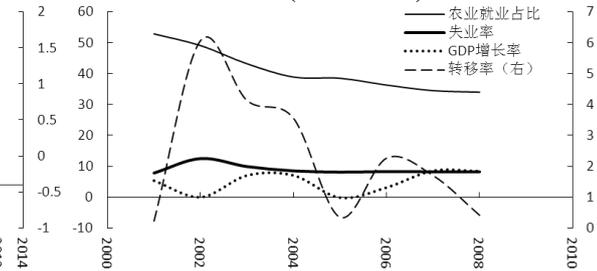
哈萨克斯坦 (Kazakhstan) (1995-2012, %)



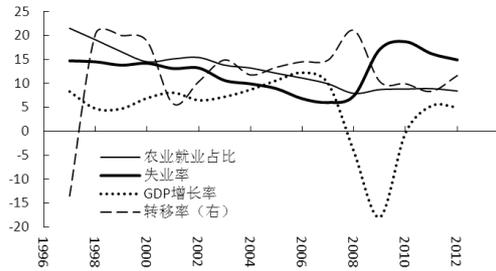
韩国 (Korea) (1981-2012, %)



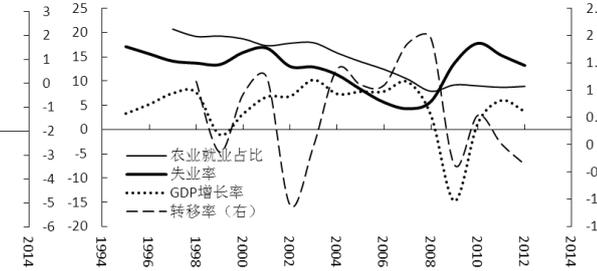
吉尔吉斯斯坦共和国 (Kyrgyz Republic) (2001-2008, %)



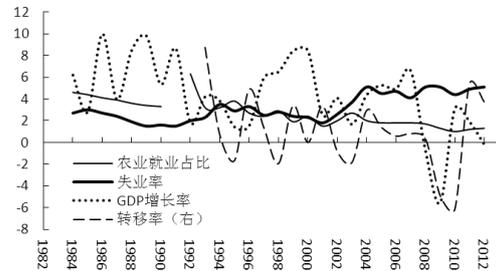
拉脱维亚 (Latvia) (1997-2012, %)



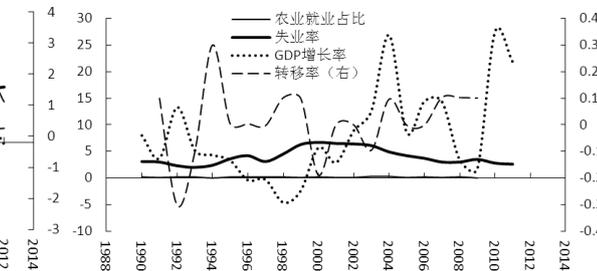
立陶宛 (Lithuania) (1995-2012, %)



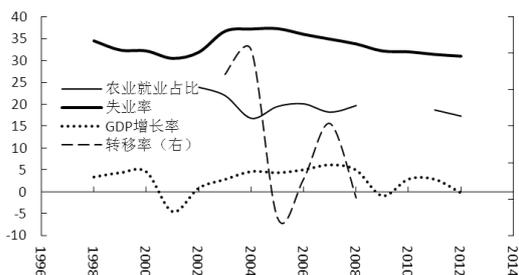
卢森堡 (Luxembourg) (1984-2012, %)



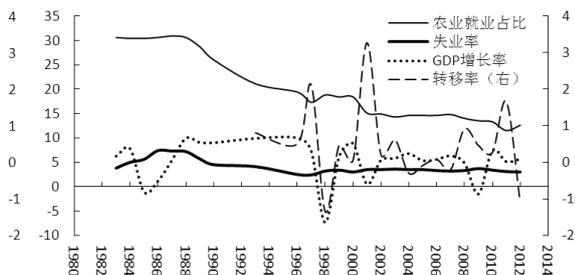
澳门 (Macao SAR) (1990-2011, %)



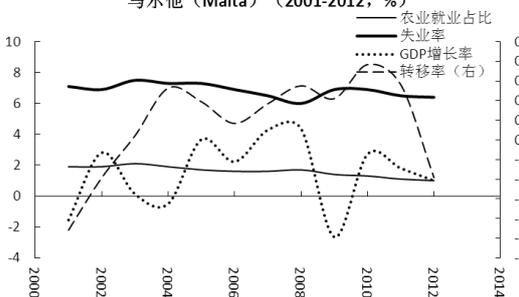
马其顿 (Macedonia, FYR) (1998-2012, %)



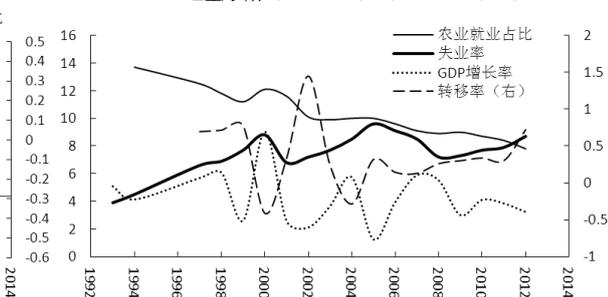
马来西亚 (Malaysia) (1983-2012, %)



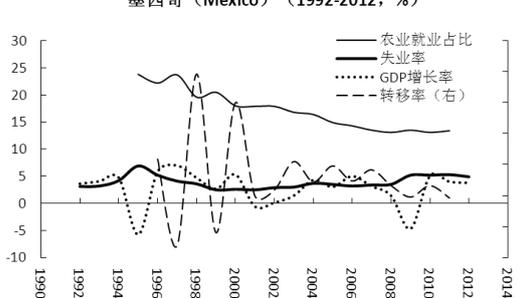
马尔他 (Malta) (2001-2012, %)



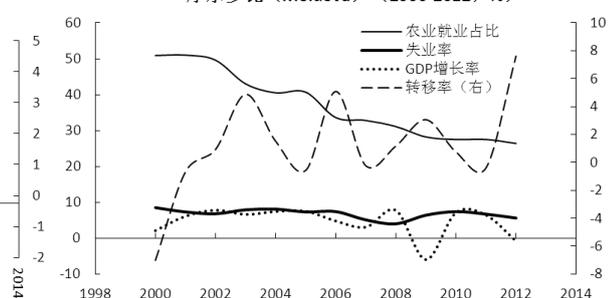
毛里求斯 (Mauritius) (1993-2012, %)



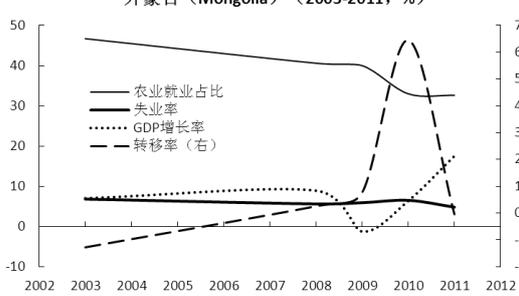
墨西哥 (Mexico) (1992-2012, %)



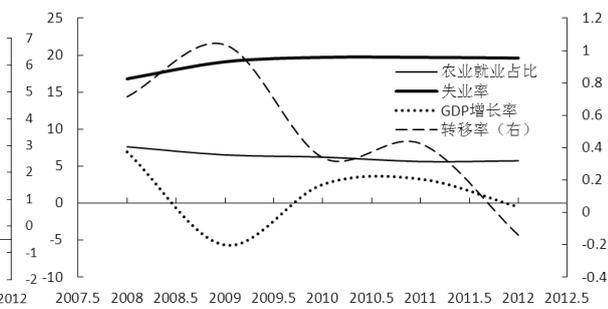
摩尔多瓦 (Moldova) (2000-2012, %)

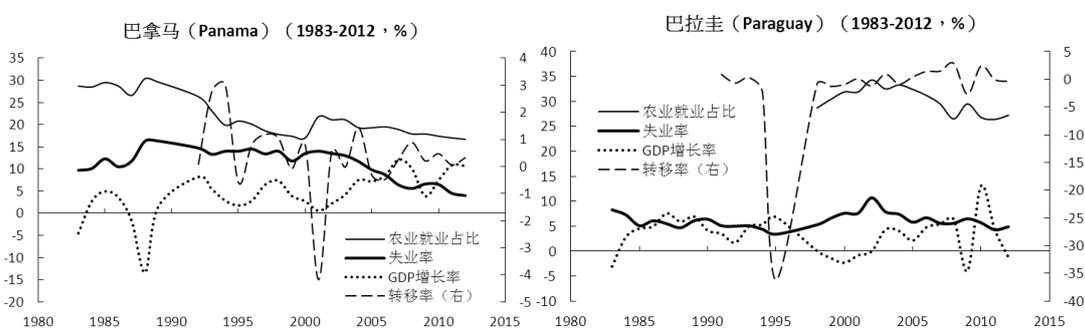
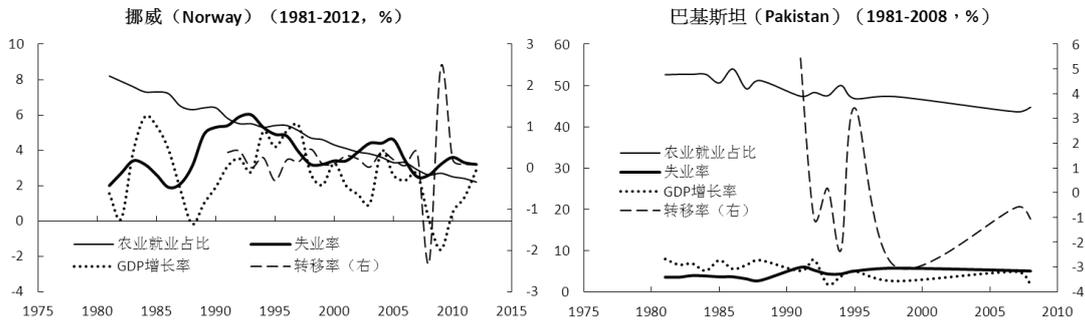
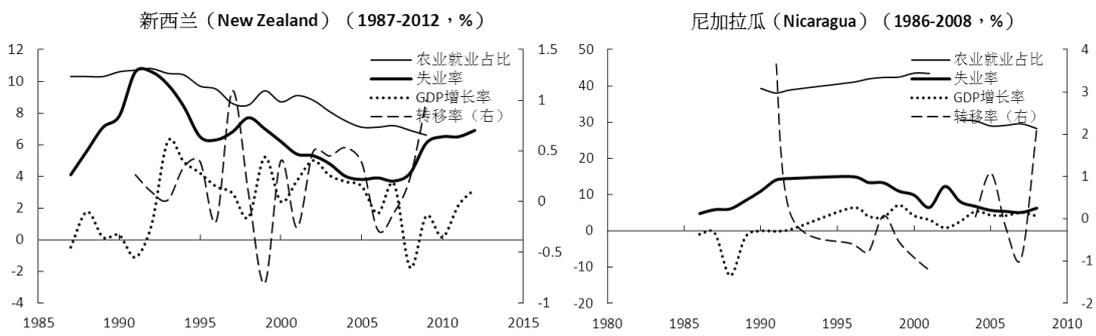
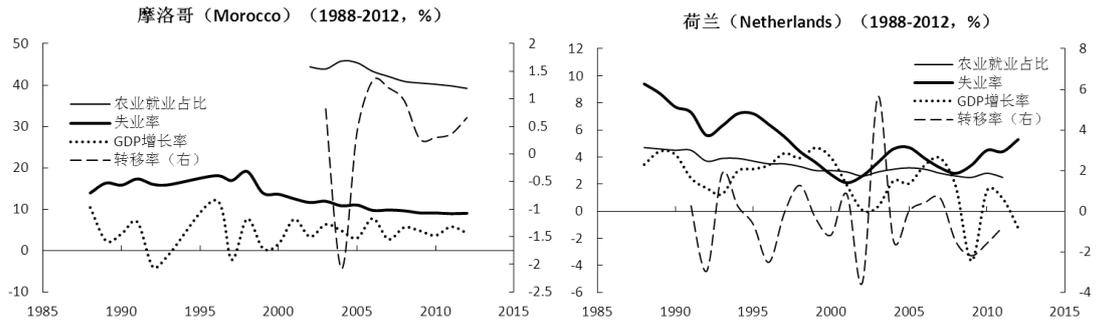


外蒙古 (Mongolia) (2003-2011, %)

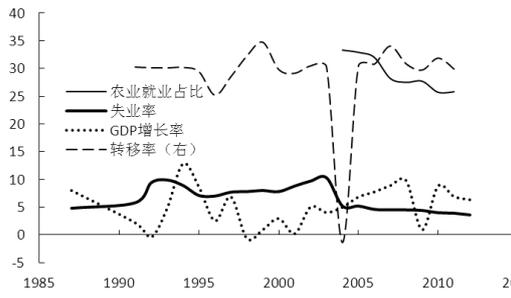


黑山共和国 (Montenegro) (2008-2012, %)

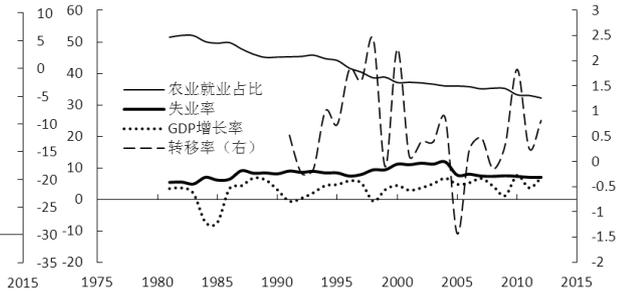




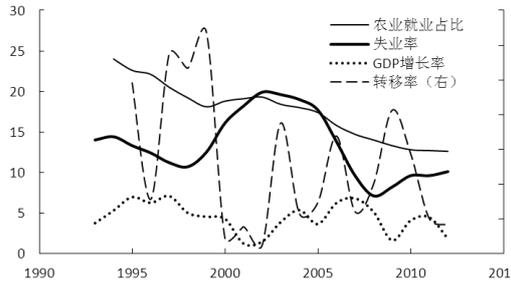
秘鲁 (Peru) (1987-2012, %)



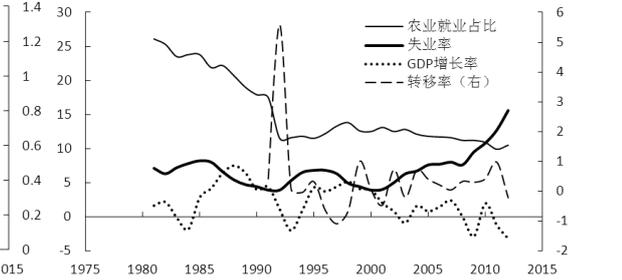
菲律宾 (Philippines) (1981-2012, %)



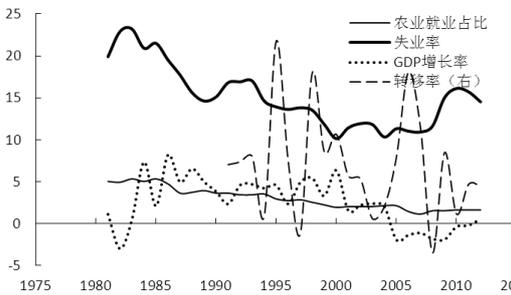
波兰 (Poland) (1993-2012, %)



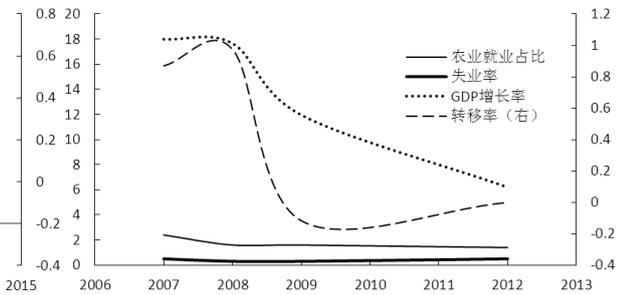
葡萄牙 (Portugal) (1981-2012, %)



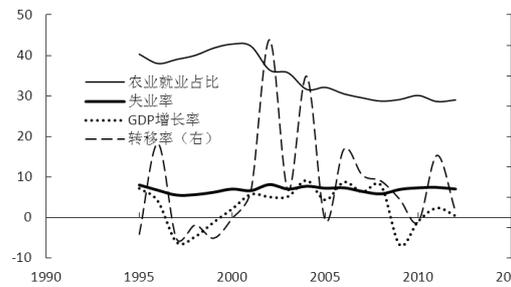
波多黎各 (Puerto Rico) (1981-2012, %)



卡塔尔 (Qatar) (2007-2012, %)



罗马尼亚 (Romania) (1995-2012, %)



俄罗斯 (Russian Federation) (1993-2012, %)

