

# 财政政策、货币政策对发达国家就业与经济增长的影响研究

## ——基于随机系数的面板向量自回归模型的估计

牟俊霖<sup>1</sup>, 王阳<sup>2</sup>

(1. 首都经济贸易大学 劳动经济学院 北京 100070;

2. 国家发展和改革委员会 社会发展研究所 北京 100077)

**摘要:** 自2008年的金融危机以来,发达国家采取的经济刺激政策以超级宽松的货币政策为主,以适度宽松的财政政策为辅。这些政策能否帮助发达国家实现就业增长和经济复苏呢?本研究以24个发达国家的宏观季度数据为基础,采用随机系数的面板向量自回归模型的估计方法进行估计,结果表明:第一,增加政府消费的扩张性财政政策,能够有效地促进发达国家的就业与经济增长;第二,增加货币供给的扩张性货币政策,能够有效地促进发达国家的经济增长,但是对发达国家的就业有非常不利的影响;第三,虽然与凯恩斯主义、货币主义的理论预期不符,但符合客观事实的是,超低利率的货币政策对发达国家的就业与经济增长均有不利影响。研究的政策启示是,财政政策、货币政策在促进就业与经济增长方面各有优势,政府应当根据促进就业与经济增长的调控目标,合理地搭配扩张性财政政策和增加货币供给的扩张性货币政策,并审慎使用超低利率的货币政策。

**关键词:** 财政政策; 货币政策; 就业; 经济增长; 随机系数的面板向量自回归模型

**中图分类号:** F810.4    **文献标识码:** A    **文章编号:** 2095-0098(2017)04-0003-12

### 一、引言

当前,发达国家政府所信奉的货币主义(Friedman和Schwartz,1963)<sup>[1]</sup>的政策必然优于凯恩斯主义(Keynes,1936)<sup>[2]</sup>的政策吗?发达国家普遍倚重的扩张性货币政策能够帮助发达国家成功实现就业增长和经济复苏吗?这是本文试图回答的问题。

如图1所示,自2008年的金融危机以来,发达国家采取的宏观经济政策具有如下特征:第一,发达国家采取的财政政策出现了分化,以美国为代表的发达国家的政府消费出现了大幅度下降,以日本、德国、加拿大为代表的发达国家的政府消费继续维持缓慢上升的趋势,而以澳大利亚、韩国为代表的发达国家的政府消费出现了较大幅度的上升;第二,发达国家政府普遍采取了扩张性货币政策,主要表现为,货币供给M1和M3出现了加速上升的趋势,而利率出现了断崖式的下降,且绝大多数国家实行了超低利率的货币政策。

总体而言,为了应对此次金融危机带来的经济衰退,发达国家采取了以超级宽松的货币政策为主、以适度宽松的财政政策为辅的宏观政策组合。出现这样的政策组合,主要有以下两方面的原因:第一,从宏观经济政策的可行性角度来看,自本世纪以来发达国家不同程度地受到政府债务危机的困扰,因此大规模地增加财政赤字的空间不大,而采用扩张性货币政策则基本可以不受约束;第二,从发达国家政府信奉的经济理论

收稿日期:2017-03-28

基金项目:国家社科基金青年项目(13CJY021)

作者简介:牟俊霖(1979-),男,四川荣县人,博士,副教授,研究方向为就业与经济增长;

王阳(1981-),女,北京人,博士,副研究员,研究方向为劳动力市场政策。

来看,发达国家政府依然对凯恩斯主义的理论观点持怀疑态度,而对货币主义的理论观点持肯定态度,甚至可以说,应对此次金融危机的主要政策措施是弗里德曼的货币主义的理论观点在实践中的运用(Nelson, 2013)<sup>[3]</sup>。然而,这样的宏观经济政策组合对发达国家的就业与经济增长到底有何种影响呢?它能够帮助发达国家摆脱金融危机带来的经济衰退和失业率高企的困境吗?它对中国政府采用的财政政策和货币政策有哪些启示呢?

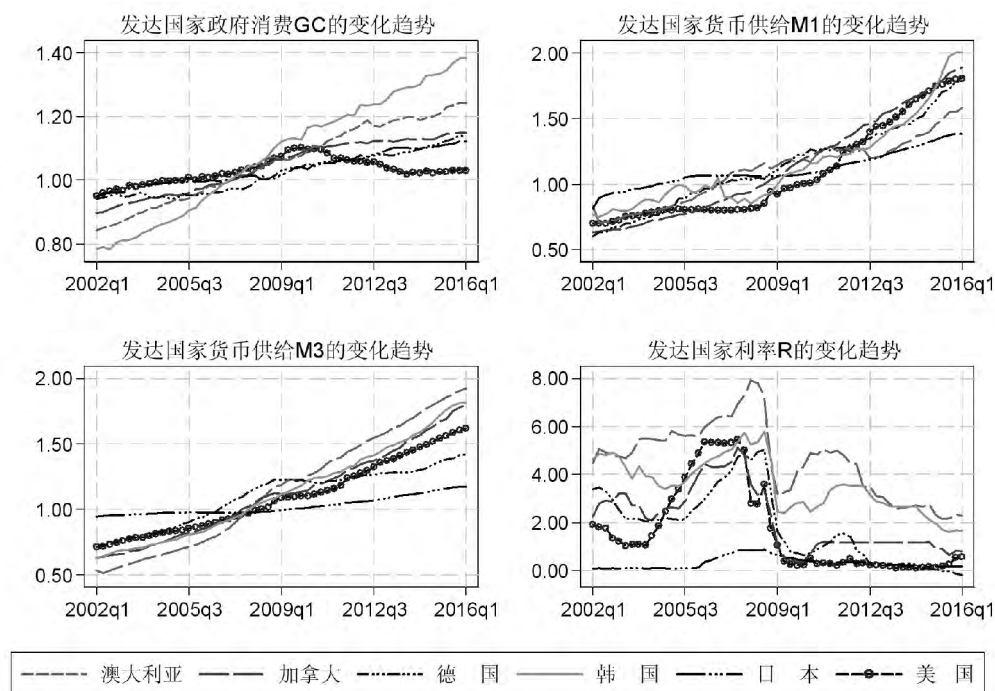


图1 2002 - 2016 年期间发达国家财政政策、货币政策的基本情况

注: 本图根据 Estima 公司提供的 OECD MEI database 数据库计算得到, 其中政府消费 GC、货币供给 M1、M3 采用原始值除以各变量的均值进行了标准化处理, 利率 R 采用的是原始值。

大量的文献研究了发达国家财政政策、货币政策的政策效应, 主要可分两类: 第一, 关于扩张性财政政策的政策效应, Montecino 和 Epstein(2015) 采用向量自回归模型的研究表明<sup>[4]</sup>, 美国的扩张性财政政策导致总产出和就业增加, Carmignani(2014) 采用结构向量自回归模型的研究表明<sup>[5]</sup>, 澳大利亚的扩张性财政政策导致总产出和就业增加, Tagkalakis(2013) 采用结构向量自回归模型的研究表明<sup>[6]</sup>, 希腊财政支出的削减导致总产出下降和失业率上升, Brückner 和 Pappa(2012) 采用结构向量自回归模型分别对 13 个 OECD 国家进行了研究<sup>[7]</sup>, 发现大多数国家的扩张性财政政策导致就业和失业率同时增加; 第二, 关于扩张性货币政策的政策效应, Ravn 和 Simonelli(2007) 采用向量自回归模型的研究表明<sup>[8]</sup>, 美国的扩张性货币政策导致总产出和就业减少, Wu 和 Xia(2016) 通过影子结构模型<sup>①</sup>的研究表明<sup>[9]</sup>, 美国的量化宽松的货币政策降低了失业率, Girardin 和 Moussa(2011) 采用向量自回归模型的研究表明<sup>[10]</sup>, 日本的量化宽松的货币政策导致总产出和通货膨胀上升。此外, Beetsma 和 Giuliodori(2011)<sup>[11]</sup> 采用固定系数<sup>②</sup>的面板向量自回归模型对 14 个欧盟国家进行了研究<sup>[11]</sup>, 发现扩张性财政政策导致这些国家的总产出增加, Fedeli 和 Forte(2012) 采用动态面板固定效应模型对 19 个 OECD 国家进行了研究<sup>[12]</sup>, 发现扩张性财政政策对这些国家的就业有不利的影响。

从上述文献的梳理可以发现如下三方面的问题: 第一, 现有文献主要对单个国家进行个案研究, 因而难以剥离个别国家的特殊性给研究结果带来的影响, 不利于从总体上把握财政政策、货币政策对就业与经济增长

① Shadow Rate Term Structure Model( SRTSM) .

② 固定系数是指面板模型的各个横截面的回归系数相同, 而随机系数是指面板模型的各个横截面的回归系数不同。

长影响的一般规律;第二,现有的文献普遍把财政政策与货币政策分割开来单独研究,而没有把财政政策、货币政策纳入到同一个分析框架中进行综合的研究,这与各国政府综合采用财政政策、货币政策调控就业与经济增长的政策实践不相匹配;第三,现有文献的研究结论存在矛盾之处,有的文献发现财政政策、货币政策对就业或经济增长有积极的促进作用(Montecino 和 Epstein 2015)<sup>[4]</sup>,但是有的文献却发现财政政策、货币政策对就业或经济增长有不利的影响(Fedeli 和 Forte 2012)<sup>[12]</sup>。总而言之,现有文献并没有揭示财政政策、货币政策影响发达国家就业与经济增长的一般规律。在这样的背景下,本文采用24个发达国家的宏观季度数据和随机系数的面板向量自回归模型,在同一个框架下综合研究财政政策、货币政策对就业与经济增长的影响。

本文的创新可以归结为:第一,研究方法上,本文采用随机系数的面板向量自回归模型估计财政政策、货币政策对发达国家就业与经济增长的影响,这在本领域的研究中尚属首次;第二,理论上,评估发达国家财政政策、货币政策对就业与经济增长的影响,可以为凯恩斯主义和货币主义的理论争议提供新的证据,拓展了对这两种理论的认识;第三,实践上,研究发达国家采取的宏观调控政策的有效性,可以为中国政府改善财政政策、货币政策的调控方式提供参考,具有较强的政策启示和借鉴意义。

## 二、文献综述

财政政策、货币政策与就业和经济增长之间存在相互影响的动态关系,本领域的大多数文献均采用向量自回归模型研究财政政策、货币政策对就业与经济增长的动态影响(Montecino 和 Epstein 2015; Tagkalakis, 2013; Ravn 和 Simonelli 2007; Girardin 和 Moussa 2011)<sup>[4][6][8][10]</sup>。但向量自回归模型只能研究一个横截面的时间序列数据,不能捕捉横截面样本蕴含的一般经济规律,而且经常面临样本少、准确性较差的问题。

为了充分利用面板数据样本量大、回归结果较稳健的优点,Holtz - Eakin et al. (1988)<sup>[13]</sup>把向量自回归模型扩展为面板向量自回归模型,然而面板向量自回归模型在1988年到2004年期间并没有得到广泛地运用,这是因为面板向量自回归模型的估计面临两大困难:第一,面板向量自回归模型包含了因变量的滞后项,因此估计面板向量自回归模型必须纠正因变量的滞后项带来的内生性问题;第二,面板向量自回归模型带来了不可观测的横截面的个体效应,因此必须去除横截面的个体效应才能得到稳健的估计结果。

Holtz - Eakin et al. (1988)采用内生变量和外生变量的滞后项作为内生变量的工具变量估计了面板向量自回归模型<sup>[13]</sup>,解决了面板向量自回归模型中存在的内生性问题,但是并没有消除面板向量自回归模型中的个体效应问题。Arellano 和 Bond(1991)首先采用一阶差分的方法去除了面板模型中横截面的个体效应<sup>[14]</sup>,然后采用水平变量的滞后项作为差分变量的工具变量,最后采用广义矩的估计方法估计了动态面板模型,这种方法称为一阶差分广义矩估计。由于对变量进行一阶差分会损失很多重要的信息,Arellano 和 Bover(1995)<sup>[15]</sup>以及 Blundell 和 Bond(1998)<sup>[16]</sup>采用前向均值差分的方法去除面板模型中横截面的个体效应,采用水平变量的滞后项作为差分变量的工具变量,采用差分变量的滞后项作为水平变量的工具变量,最后采用广义矩的估计方法同时估计水平方程和差分方程,这种方法称为系统广义矩估计。以动态面板模型中发展起来的前向均值差分法和广义矩估计为基础,Love 和 Zicchino(2006)采用前向均值差分去除了面板向量自回归模型中横截面的个体效应<sup>[17]</sup>,采用广义矩估计方法解决了面板向量自回归模型中存在的内生性问题,从而建立了采用广义矩估计方法估计固定系数的面板向量自回归模型的方法。

但是,采用广义矩估计方法估计面板向量自回归模型仅允许各个横截面有不同的截距,而不允许各个横截面有不同的回归系数,该方法要求各个横截面之间具有较强的同质性,这一条件在数据样本为同行业的不同公司、同一国家的不同地区的情况下容易得到满足,但在数据样本为不同的国家的情况下就难以得到满足,因为各个国家的经济发展具有较大的差异。Pesaran 和 Smith(1995)指出<sup>[18]</sup>,如果面板数据具有较强的异质性就不适合采用广义矩估计方法,此时如果面板数据满足横截面样本和时间样本都很大的条件,那么可以采用组均值估计的方法得到一致性的估计,Pesaran 和 Smith(1995)进一步把这种方法发展为混合组均值估计<sup>[18]</sup>,Rebucci(2010)<sup>[19]</sup>直接采用组均值估计的方法估计了面板向量自回归模型。值得注意的是,尽管

组均值估计方法允许各个横截面具有不同的回归系数,解决了面板数据的异质性问题,但是该方法要求横截面样本和时间样本都比较大,这在很多情况下都得不到满足,因而该方法并未被广泛使用。

解决面板数据的异质性问题,还有另外一条重要的思路,那就是估计随机系数的面板模型。Swamy (1970) 最早提出估计随机系数的静态面板模型的方法<sup>[20]</sup>,该方法假定各个横截面的系数与其均值的差服从均值为0、标准差为 $\Psi$ 的正态分布,如果预先知晓标准差 $\Psi$ 的取值,就可以准确地估计出各个横截面的回归系数,但是该方法存在如下两个问题:其一,不同的变量具有不同的测量单位,不同变量各个横截面的系数对其均值的偏离的标准差也不同,因此应当系统性地调整不同变量各个横截面的系数对其均值的偏离的标准差的规模大小;其二,在多数情况下,我们并不知道标准差 $\Psi$ 的取值,因此应当寻找可靠的方法设定标准差 $\Psi$ 的取值。为此,Doan et al. (1984) 首先采用明尼苏达先验分布(Minnesota Prior)调整不同变量的各个横截面的系数对其均值的偏离的标准差的规模大小<sup>[21]</sup>,然后采用贝叶斯估计方法进行估计,以解决标准差 $\Psi$ 未知的问题,从而建立了采用贝叶斯估计方法估计随机系数的静态面板模型的方法,这种方法在后续的研究中得到了广泛的运用(Litterman, 1986; Ingram 和 Whiteman, 1994)<sup>[22][23]</sup>。为了采用贝叶斯估计方法估计随机系数的面板向量自回归模型,研究者从如下两个方面对贝叶斯估计方法进行了扩展和完善:其一,Canova 和 Ciccarelli (2004)<sup>[24]</sup>以及 Canova et al. (2007)<sup>[25]</sup>把随机系数的面板向量自回归模型的系数分解为时间不可变和时间可变的两个部分,然后采用分层先验分布的贝叶斯估计方法估计了随机系数的面板向量自回归模型,这种方法称为基于分层先验分布的贝叶斯估计方法,该方法很好地解决了面板数据的异质性问题 and 结构性突变问题,因而能够深入地研究横截面样本之间的相互影响关系,并且能够进行准确的经济预测;其二,Doan (2012) 把随机系数的面板向量自回归模型的系数限定为时间上不可变<sup>[26]</sup>,然后采用基于明尼苏达先验分布的贝叶斯估计方法估计了随机系数的面板向量自回归模型,这种方法称为基于明尼苏达先验分布的贝叶斯估计方法,该方法很好地解决了面板数据的截面异质性问题,主要适合于探索面板数据所蕴含的一般经济规律。

综上所述,应当根据面板数据的特征和研究的目的选择估计面板向量自回归模型的方法:如果面板数据具有较强的同质性,那么应当采用广义矩估计方法估计固定系数的面板向量自回归模型(Love 和 Zicchino, 2006)<sup>[17]</sup>;如果面板数据具有较强的异质性,并且研究的目的是探索各个横截面样本之间的相互影响关系或者进行准确的经济预测,那么应当采用基于分层先验分布的贝叶斯估计方法估计随机系数的面板向量自回归模型(Canova 和 Ciccarelli 2004; Canova et al. 2007)<sup>[24][25]</sup>;如果面板数据具有较强的异质性并且研究的目的是探索蕴含于各个横截面样本之间的一般经济规律,那么应当采用基于明尼苏达先验分布的贝叶斯估计方法估计随机系数的面板向量自回归模型(Doan 2012)<sup>[26]</sup>。

本文采用的24个发达国家的面板数据具有较强的异质性,本研究目的是探索财政政策、货币政策对发达国家就业与经济增长影响的一般规律,因此采用基于明尼苏达先验分布的贝叶斯估计方法估计随机系数的面板向量自回归模型(Doan 2012)<sup>[26]</sup>。

### 三、估计方法、计量模型与数据

#### (一) 随机系数的面板向量自回归模型的估计方法

假定 $Y_{it}$ 是由 $J$ 个变量构成的向量,即 $Y_{it} = [y_{i1t}, y_{i2t}, \dots, y_{iJt}]'$ ,其中截面个体 $i = 1, 2, \dots, I$ ,变量 $j = 1, 2, \dots, J$ ,时期 $t = 1, 2, \dots, T$ ,假定滞后期数 $l = 1, 2, \dots, L$ ,那么滞后 $L$ 阶的面板向量自回归模型中的第 $j$ 个方程表示为:

$$y_{ijt} = [Y'_{it-1}, Y'_{it-2}, \dots, Y'_{it-L}]B + \mu_{ijt} = X_{it}B + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中, $X_{it} = [Y'_{it-1}, Y'_{it-2}, \dots, Y'_{it-L}]$ 是 $1 \times J \cdot L$ 维的向量,在固定系数的面板向量自回归模型中, $B$ 是 $J \cdot L \times 1$ 的向量,其构成元素表示为 $\beta_{jl}$ ,在随机系数的面板向量自回归模型中, $B$ 是 $I \cdot J \cdot L \times 1$ 维的向量,其中构成元素表示为 $\beta_{ijl}$ ,并且服从标准差为 $\psi_{jl}$ 的正态分布:

$$\beta_{ijl} = \beta_{jl} + v_{ijl}, \quad v_{ijl} \sim N(0, \psi_{jl}) \quad (2)$$

根据式(2)可以得到  $\beta_{ijl} \sim N(\beta_{jl} \mid \psi_{jl})$  这等价于  $\beta_{jl} \sim N(\beta_{ijl} \mid \psi_{jl})$ 。对截面样本  $i$  进行向量自回归模型的估计,得到系数  $\hat{\beta}_{ijl}$ 、残差  $\hat{\sigma}_{ij}^2$  并且假定残差服从正态分布,得到  $\beta_{ijl} \sim N(\hat{\beta}_{ijl} \mid \hat{\sigma}_{ij}^2 (X'_{ij} X_{ij})^{-1})$ ,从而得到式(3):

$$\beta_{jl} \sim N(\hat{\beta}_{ijl} \mid \psi_{jl} + \hat{\sigma}_{ij}^2 (X'_{ij} X_{ij})^{-1}) \quad (3)$$

把各个截面的估计系数  $\hat{\beta}_{ijl}$  进行加权,可以得到系数  $\beta_{jl}$  的估计值  $\hat{\beta}_{jl}$ ,其表达式为(4):

$$\hat{\beta}_{jl} = (\sum_{i=1}^I (\psi_{jl} + \hat{\sigma}_{ij}^2 (X'_{ij} X_{ij})^{-1})^{-1})^{-1} \sum_{i=1}^I (\psi_{jl} + \hat{\sigma}_{ij}^2 (X'_{ij} X_{ij})^{-1})^{-1} \hat{\beta}_{ijl} \quad (4)$$

最后,采用全部样本进行估计,得到系数  $\tilde{\beta}_{ijl}$  的表达式(5):

$$\tilde{\beta}_{ijl} = (\sigma_{ij}^{-2} X'_{ij} X_{ij} + \psi_{jl}^{-1})^{-1} (\sigma_{ij}^{-2} X'_{ij} X_{ij} \hat{\beta}_{ijl} + \psi_{jl}^{-1} \hat{\beta}_{jl}) \quad (5)$$

如果假定残差  $\sigma_{ij}$  服从发散的逆卡方分布,假定标准差  $\psi_{jl}$  服从逆维希特分布,就可以通过贝叶斯估计方法估计系数  $\tilde{\beta}_{ijl}$ ,但是此时会面临如下两个问题:第一,当面板向量自回归模型的系数个数  $J \cdot L$  大于横截面样本个数  $I$  的时候,方差协方差矩阵为奇异矩阵,此时面板向量自回归模型不能被估计出来;第二,不同变量的测量单位不同,导致不同变量的(回归系数的分布的)标准差  $\psi_{jl}$  也不相同,因此一共需要设定  $J \cdot L$  个标准差  $\psi_{jl}$ ,这增加了估计的难度和估计结果的不确定性。为了解决上述两个问题,Doan et al. (1984)<sup>[21]</sup> 假定标准差  $\psi_{jl}$  服从明尼苏达分布(6):

$$\psi(j \mid j^*, l) = \frac{\gamma l^{-d} f(j \mid j^*) s_j}{s_{j^*}} \quad (6)$$

其中  $j$  表示面板向量自回归模型中第  $j$  个方程的因变量  $j^* = 1, 2, \dots, J$  表示第  $j$  个方程的自变量  $l$  表示第  $j$  个方程的自变量  $j^*$  的滞后  $l$  阶的变量,参数  $\gamma$  用于测量第  $j$  个方程所有自变量(回归系数分布)的标准差的总体大小,参数  $d$  用于测量自变量  $j^*$  的  $l$  阶滞后变量(回归系数分布)标准差  $\psi(j \mid j^*, l)$  相对于其一阶滞后变量(回归系数分布)标准差  $\psi(j \mid j^*, 1)$  的衰减程度,衰减函数为  $l^{-d}$ ,参数  $s_j/s_{j^*}$  用于调整因测量单位不同而导致的自变量  $j^*$  (回归系数分布)的标准差存在的规模差异,其中  $s_j$  是对因变量  $j$  进行多阶自回归分析得到的残差,  $s_{j^*}$  是对自变量  $j^*$  进行多阶自回归分析得到的残差,参数  $f(j \mid j^*)$  用于调整因为自变量  $j^*$  与因变量  $j$  的类型不同而导致的自变量  $j^*$  的(回归系数的分布的)标准差存在的相对差异,当  $j = j^*$  则  $f(j \mid j^*) = 1$ ,当  $j \neq j^*$  则  $f(j \mid j^*) = w$ ,  $w < 1$ 。因此,根据明尼苏达分布,只需设定参数  $\gamma, d, w$  的取值就可以得到  $J \cdot L$  个标准差  $\psi_{il}$  的取值。根据残差  $\sigma_{ij}^2$  的分布和标准差  $\psi_{jl}$  的取值就可以采用贝叶斯估计方法估计出随机系数的面板向量自回归模型,本文采用的估计程序来源于 Doan(2012)<sup>[26]</sup>。

## (二) 计量模型与变量的描述性统计

如果假定  $y_t$  是企业  $t$  期的实际总产出,  $A_t$  是企业  $t$  期的生产技术,  $K_t$  是企业  $t$  期的资本存量,  $E_t$  是企业  $t$  期的就业量,  $P_t$  表示  $t$  期除利率之外的其他政策变量,  $w_t$  是  $t$  期劳动者的工资,  $r_t$  是  $t$  期的利率,那么把  $P_t$  引入到生产函数中(Barro, 1990)<sup>[27]</sup> 得到生产函数(7):

$$y_t = A_t E_t^\theta K_t^\varphi P_t^{1-\theta-\varphi} \quad (7)$$

由于生产函数(7)没有包含影响就业的关键变量,因而不适合研究财政政策、货币政策对就业的影响,需要进一步根据利润最大化条件求出就业函数。假定  $w_t$  是  $t$  期劳动者的工资,  $r_t$  是  $t$  期的利率,那么  $t$  期企业的利润函数为(8):

$$\pi_t = A_t E_t^\theta K_t^\varphi P_t^{1-\theta-\varphi} - w_t E_t - r_t K_t \quad (8)$$

根据利润最大化条件,可以求出就业函数(9):

$$E_t = [(1-\theta)^{-\varphi} \theta^\varphi y_t A_t^{-1} w_t^{-\varphi} r_t^\varphi P_t^{\theta+\varphi-1}]^{1/(\theta+\varphi)} \quad (9)$$

就业函数(9)包含了就业、总产出、工资、利率以及其他政策变量,不仅可以用于研究财政政策、货币政策对就业或者失业的影响,而且也适合于研究财政政策、货币政策对经济增长的影响,因此本文参照就业函数(9)设定面板向量自回归模型中包含的基本变量。在本文中,就业人员 EMP 是测量就业的变量,失业率

UNEMPR 是测量失业的变量,国内生产总值 GDP 是测量总产出的变量,工资指数 WAG 是测量工资的变量,政府消费 GC 是测量财政政策的变量、货币供给 M1、货币供给 M3、三个月期限的利率 R 是测量货币政策的变量。在上述所有变量中,除了三个月期限的利率 R 之外,我们对其他变量均取了对数。本文的数据来源于 Estima 公司提供的 OECD MEI database,我们采用了澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克共和国、德国、丹麦、西班牙、芬兰、法国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、韩国、荷兰、挪威、新西兰、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、瑞典、美国等 24 个国家 2003 年第一季度到 2016 年第一季度期间的宏观季度数据,数据样本为  $24 \times 53 = 1272$  个。本文中各变量的名称、定义、计算方法、数据来源以及描述性统计,参见表 1。

表 1 变量名称、定义、计算方法、数据来源以及描述性统计 ( $N = 24 \times 53 = 1272$ )

变量	定义、计算方法、数据来源	均值	最小值	最大值	标准差
$\ln EMP$	就业对数 <sup>a</sup>	8.960	6.780	11.93	1.230
$\ln UNEMPR$	失业率对数	1.960	0.880	3.320	0.470
$\ln GDP$	国内生产总值 GDP 对数 <sup>b</sup>	5.850	2.030	12.82	2.470
$\ln WAG$	工资指数对数 <sup>c</sup>	4.570	4.130	4.840	0.130
$\ln GC$	政府消费的对数 <sup>b</sup>	4.250	0.430	10.90	2.410
$\ln M1$	货币供给 M1 的对数 <sup>b</sup>	7.560	2.990	13.45	2.290
$\ln M3$	货币供给 M3 的对数 <sup>b</sup>	8.390	4.080	14.94	2.290
$R$	三个月期限的利率 <sup>d</sup>	2.200	-0.500	8.910	1.860

注: (1) 数据来源于 Estima 公司提供的 OECD MEI database,说明参见 [https://estima.com/datainfo\\_oecd.shtml](https://estima.com/datainfo_oecd.shtml); (2) 各变量的单位和计算方法简介如下: a: 单位万人,取对数; b: 采用各国货币作为计量单位,并且根据各国相应的折算指数折算为 2010 年等于 100 的可比价格,再取对数; c: 无量纲的指数,2010 年等于 100,取对数; d: 三个月期限的利率,有的国家为三个月期限的银行拆借利率,有的国家为三个月期限的贷款基准利率,具体情况参见 OECD MEI RATS Format Content List, May 2015。

#### 四、面板向量自回归模型的估计结果

在估计随机系数的面板向量自回归模型之前,为了得到更为稳健的估计结果,首先对各个变量进行了标准化处理,然后对模型进行了如下四个方面的检验和设定: 第一,对各变量进行面板单位根检验,Im et al. (2003) [28] 的检验方法表明变量  $\ln EMP$ 、 $\ln UNEMPR$ 、 $\ln GC$  存在单位根,Breitung 和 Das (2005) [29] 的检验方法表明变量  $\ln WAG$  和  $\ln M3$  存在单位根,Choi (2001) [30] 的检验方法表明所有变量都是平稳的,综合三种检验方法的检验结果,本文采用的所有变量都是平稳的,可以采用面板向量自回归模型进行回归分析; 第二,确定面板向量自回归模型的最优滞后阶数,根据 BIC 信息准则确定的最优滞后阶数为五阶,根据 AIC、HQIC 信息准则确定的最优滞后阶数为六阶,但是采用五、六阶滞后得到的脉冲反应图的波动幅度过大,而采用三阶滞后的脉冲反应图的波动幅度过小,为此我们把最优的滞后阶数确定为四阶; 第三,设定明尼苏达先验分布中三个关键参数的取值,参数  $\gamma$  取值为 0.08,参数  $d$  取值为 0.3,参数  $w$  取值为 0.7; 第四,根据变量的外生性确定面板向量自回归模型中各变量的先后顺序,在本文的基本模型中,政府消费的对数  $\ln GC$ 、货币供给 M1 的对数  $\ln M1$ 、货币供给 M3 的对数  $\ln M3$ 、三个月期限的利率  $R$ 、工资指数的对数  $\ln WAG$ 、国内生产总值的对数  $\ln GDP$ 、就业的对数  $\ln EMP$  或者失业率的对数  $\ln UNEMPR$  依次从前到后顺序排列。根据上述设定,我们可以估计随机系数的面板向量自回归模型,进而得到就业、失业率、国内生产总值对政策变量的外生冲击的脉冲反应图。限于篇幅的限制,我们没有给出随机系数的面板向量自回归模型的估计结果,有兴趣的读者可以给我们发邮件索取。

##### (一) 财政政策、货币政策对发达国家就业的影响

根据随机系数的面板向量自回归模型的估计结果,得到发达国家就业对政府消费  $GC$ 、货币供给  $M1$ 、货币供给  $M3$ 、利率  $R$  的外生冲击的脉冲反应图。如图 2 左上图所示,政府消费  $GC$  的外生增加对发达国家的

就业有正的促进作用,这种促进作用呈现出倒“U”型的变化趋势,其最大值出现在政府消费GC的外生增加后的第六到第八个季度期间。因此,增加政府消费对发达国家的就业有显著的促进作用,这一结论与 Monacelli et al. (2010)<sup>[31]</sup>和 Carmignani(2014)<sup>[5]</sup>的研究结论一致,也符合凯恩斯主义的理论预期,即政府消费引发的私人消费和投资的增加,弥补了全社会有效需求的不足,进而导致总产出和就业增加。

如图2右上图所示,货币供给M1的外生增加在四个季度以内对发达国家的就业有一定的促进作用,但是在四个季度以后对发达国家的就业有很强的负作用。因此,增加货币供给M1对发达国家的就业仅在短期内有一定的促进作用,在长期对发达国家的就业有非常不利的影响。正如 Mallick 和 Sousa(2013)<sup>[32]</sup>指出的那样,金融危机引发的金融紧缩对经济增长有不利的影响,而增加货币供给M1则可以消除金融紧缩对经济增长的不利的影响,进而增进就业。事实上,在发生金融和经济危机的时候,居民和企业会面临短期交易的障碍,增加货币供给M1就能满足居民和企业对货币的交易性需求,消除居民和企业的交易障碍,提振居民和企业对市场的信心,从而有助于经济增长和就业恢复。但是,从长期来看,货币供给M1的增加意味着降低了企业利用资金的成本和难度,使得资本相对于劳动更加便宜,从而促使企业使用资本替换劳动,因此增加货币供给M1在长期将对就业有不利的影响。

如图2左下图所示,货币供给M3的外生增加在十二个季度以内对绝大多数发达国家的就业有负的影响,即导致发达国家的就业出现了下降。这是因为,货币供给M3的增加主要通过银行的信贷规模扩张或者央行采取的量化宽松的货币政策实现,这必将大幅度地提高企业的融资规模,在经济衰退时期,企业对市场的信心不足,企业融资规模的扩大不会促使企业扩大生产规模,反而会促使企业提高资本深化水平,从而加剧了资本对劳动的替代,最终导致发达国家的就业减少。

如图2右下图所示,利率的外生降低在三个季度以内对发达国家的就业没有显著的影响,但是在三个季度以后,对发达国家的就业有很强的负效应,导致发达国家的就业急剧减少。因此,降低利率对发达国家的就业有不利的影响,这是因为降低利率必然会降低企业使用资金的成本,从而加速企业采用资本替换劳动的过程,最终导致就业下降。

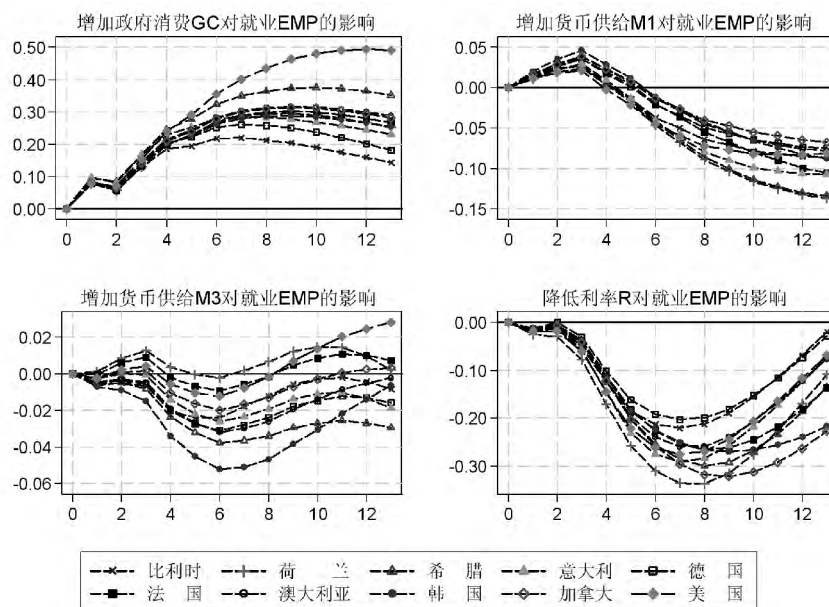


图2 财政政策、货币政策对发达国家就业的影响

注:本图以24个发达国家2003q1-2016q1期间的宏观季度数据为基础,采用随机系数的面板向量自回归模型得到的脉冲反应图,其中左上、右上、左下、右下的各子图分别刻画了就业EMP对增加政府消费GC、货币供给M1、货币供给M3以及降低利率R的外生冲击的脉冲反应。

综上所述,增加政府消费能够弥补发达国家有效需求的不足,通过促进经济增长实现就业增长,增加政府消费不会导致资本对劳动的替代效应,因此增加政府消费对发达国家的就业有显著的促进作用,但是增加货币供给 M1、M3 及降低利率的扩张性货币政策,不仅降低了企业的融资难度和融资成本,还扩大了企业的融资规模,导致企业采用资本替换劳动,因此,扩张性货币政策对发达国家的就业有较强的负效应。

## (二) 财政政策、货币政策对发达国家失业率的影响

为了验证研究结论的稳健性,本文研究了财政政策、货币政策对发达国家失业率的影响。发达国家的失业率对政府消费 GC、货币供给 M1、货币供给 M3、利率 R 的外生冲击的脉冲反应图。如图 3 所示:增加政府消费导致发达国家的失业率出现了不同程度的下降;而增加货币供给 M1 导致发达国家的失业率出现了趋势一致的、大幅度的上升,增加货币供给 M3 导致发达国家的失业率呈现出直线上升的趋势;而降低利率在八个季度以内大幅度地增加了发达国家的失业率,且呈现出先极速上升、后缓慢下降的倒“U”的变化趋势,在八个季度以后导致发达国家的失业率略有下降。以上事实表明,扩张性财政政策能够显著降低发达国家的失业率,这一结论与 Monacelli et al. (2010)<sup>[31]</sup> 和 Carmignani (2014)<sup>[5]</sup> 的研究结论一致,而增加货币供给 M1、M3 以及降低利率的扩张性货币政策都在不同程度上导致了发达国家的失业率上升,这一结论与 Ravn 和 Simonelli (2007)<sup>[8]</sup> 的结论一致。

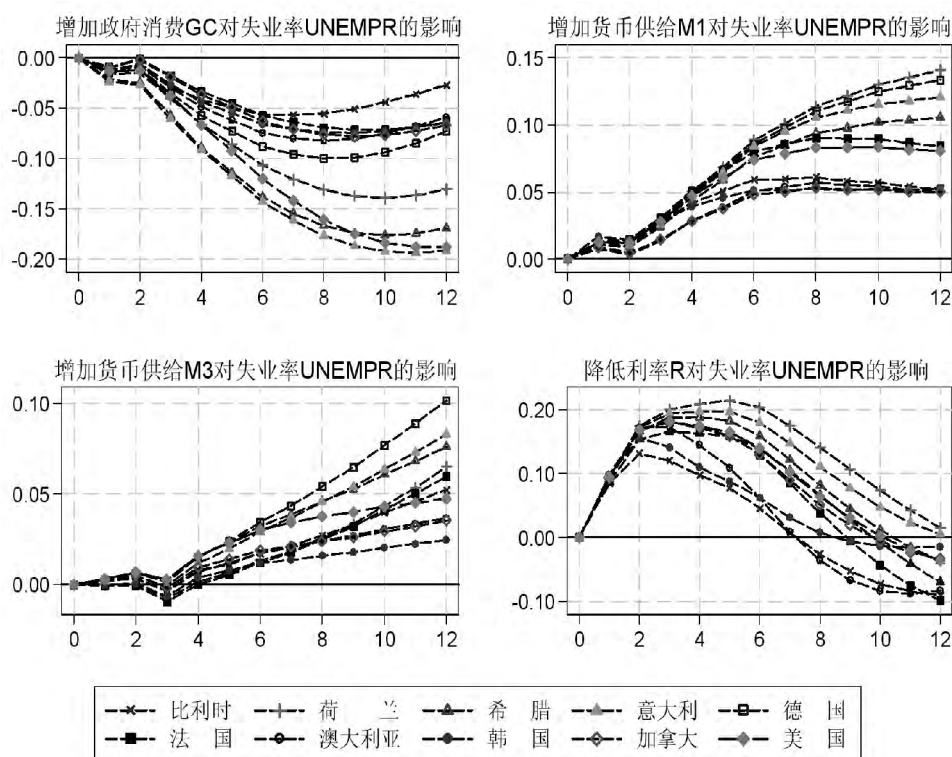


图 3 财政政策、货币政策对发达国家失业率的影响

注: 本图以 24 个发达国家 2003q1 - 2016q1 期间的宏观季度数据为基础,采用随机系数的面板向量自回归模型得到的脉冲反应图,其中左上、右上、左下、右下的各子图分别刻画了失业率 UNEMPR 对增加政府消费 GC、货币供给 M1、货币供给 M3 以及降低利率 R 的外生冲击的脉冲反应。

## (三) 财政政策、货币政策对发达国家国内生产总值的影响

经济增长、充分就业是宏观经济调控的两个重要目标,如果经济增长和充分就业的目标完全一致,那么可以在促进经济增长的同时实现充分就业,如果经济增长和充分就业的目标出现了背离,那么应当在促进经济增长与实现充分就业的目标之间进行权衡和取舍。因此,本文进一步研究了财政政策、货币政策对发达国家经济增长的影响。发达国家国内生产总值对政府消费 GC、货币供给 M1、货币供给 M3、利率 R 的外生冲



击的脉冲反应图。根据图4发现:第一,增加政府消费GC导致了绝大多数发达国家的国内生产总值出现了上升,因此扩张性财政政策能够有效地促进发达国家的经济增长,这一结论符合凯恩斯主义的理论观点;第二,增加货币供给M1在六个季度以内导致发达国家的国内生产总值出现了小幅度的下降,在六个季度以后导致发达国家的国内生产总值出现了较大幅度的上升,而增加货币供给M3将导致绝大多数发达国家的国内生产总值出现大幅度的上升,这表明增加货币供给M1在中长期对发达国家的经济增长有一定的促进作用,而增加货币供给M3对发达国家的经济增长始终有很强的促进作用,这一结论与Girardin和Moussa(2011)<sup>[10]</sup>的研究结论一致;第三,降低利率在十个季度以内导致发达国家的国内生产总值出现了大幅度的下降,因此降低利率的政策对发达国家的经济增长有非常不利的影响。

凯恩斯主义和货币主义均认为降低利率有助于推动经济增长,但降低利率对发达国家的经济增长有负的影响,这似乎是一个令人意外的结论。然而,从如下两个方面可对该结论进行解释:第一,遵循凯恩斯主义关于利率影响经济增长的传导机制,当经济萧条的时候,企业和消费者对经济前景的预期趋于悲观,企业会因为缺乏投资机会而谨慎投资,消费者会因为预期可支配收入减少而削减消费,此时降低利率对企业投资和居民消费没有显著的促进作用,因而对经济增长也没有显著的促进作用;第二,遵循货币主义关于利率影响经济增长的传导机制,降低利率可以推动资本市场的繁荣和资产价格的上涨,但是在经济低迷萧条的时候,资本市场的繁荣和资产价格的上涨不仅会吸走实体经济所需的资金,而且会扩大收入分配的差距,对低收入居民的消费和就业产生不利的影响,从而使得降低利率的政策对经济增长可能产生负面的影响。因此,正是在降低利率也无助于发达国家经济增长的背景下,发达国家才纷纷推出了量化宽松的货币政策,央行强制购买企业的资产,迫使企业增加融资,提高资产价格,进而刺激经济恢复。

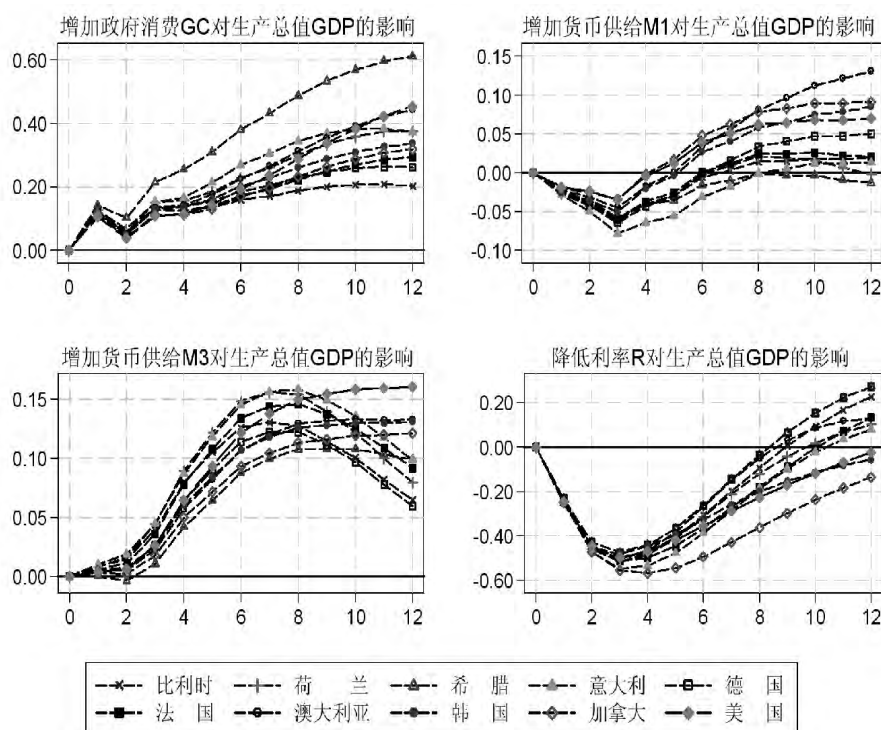


图4 财政政策、货币政策对发达国家经济增长的影响

注:本图以24个发达国家2003q1-2016q1期间的宏观季度数据为基础,采用随机系数的面板向量自回归模型得到的脉冲反应图。其中左上、右上、左下、右下的各子图分别刻画了国内生产总值GDP对增加政府消费GC、货币供给M1、货币供给M3以及降低利率R的外生冲击的脉冲反应。

## 五、研究结论、讨论与政策建议

本文采用随机系数的面板向量自回归模型,研究了财政政策、货币政策对发达国家就业、失业以及经济增长的影响,得出以下结论:

第一,增加政府消费的扩张性财政政策,不仅能够有效地促进发达国家的就业增长,并降低发达国家的失业率,而且还能够有效地促进发达国家的经济增长,故而扩张性财政政策能够帮助发达国家同时实现充分就业和经济增长的双重目标。

第二,增加货币供给的扩张性货币政策,能够有效地促进发达国家的经济增长,特别是增加货币供给 M3 的扩张性货币政策对发达国家的经济增长有非常显著的促进作用,然而增加货币供给的扩张性货币政策会导致发达国家的就业下降和失业率上升,故而增加货币供给的扩张性货币政策能够帮助发达国家实现经济增长的目标,但是不能实现充分就业的目标。

第三,超低利率的货币政策,不仅会导致发达国家的就业下降和失业率上升,也不利于发达国家的经济增长,故而超低利率的货币政策既不能帮助发达国家实现充分就业的目标,也不能实现经济增长的目标。

从理论意义上讲,本文的研究证实了凯恩斯主义的理论观点——财政政策能够有效地促进经济与就业增长,同时本文的研究也部分证实了货币主义的观点——货币政策能够有效地促进经济增长,但是本文发现增加货币供给的扩张性货币政策对就业有不利的影响,超低利率的货币政策对就业与经济增长均有不利的影响,前者与货币主义的理论观点是相悖的,而后者与凯恩斯主义、货币主义的理论观点均不一致,上述两点结论拓展了我们对财政政策、货币政策的政策效应的认识,值得开展更进一步的研究。

从实践意义上讲,2008 年的金融危机之后,发达国家限于政府债务危机的困扰,采用扩张性财政政策的空间和余地不大,而且绝大多数发达国家已经采取了超低利率的货币政策,进一步降低利率的政策空间也没有了,因此发达国家只能继续采用量化宽松的货币政策刺激就业与经济增长。发达国家采用的量化宽松的货币政策能够推动发达国家恢复经济增长,但是这一政策难免带来就业增长不足、失业率居高不下的困境。在这种情况下,发达国家的经济复苏是通过资本替换劳动的方式实现的,是以就业损失为代价的,这可能进一步加剧发达国家的收入分配差距和社会矛盾。事实上, Montecino 和 Epstein(2015) 发现<sup>[4]</sup>,量化宽松的货币政策已经导致美国的收入分配差距扩大了,如果发达国家继续执行量化宽松货币的政策,那么势必增加发达国家进入新一轮经济危机的概率。

总而言之,财政政策、货币政策在促进就业与经济增长方面有不同的作用,扩张性财政政策能够同时促进就业与经济增长,增加货币供给的扩张性货币政策只能促进经济增长,但不能促进就业增长,超低利率的货币政策既不能促进就业增长,也不能促进经济增长。因此,如果政府的关键调控目标是实现就业增长,那么政府应当重点采用扩张性财政政策;如果政府的关键调控目标是实现经济增长,那么政府可以根据政策的可操作空间酌情考虑采用扩张性财政政策和增加货币供给的扩张性货币政策,甚至可以单独采用增加货币供给的扩张性货币政策;如果政府的调控目标是同时实现充分就业和经济增长,那么政府应当采取扩张性财政政策促进就业增长和推动经济增长,同时采用增加货币供给的扩张性货币政策进一步推动经济增长;不论政府的调控目标是充分就业还是经济增长,都应当审慎使用超低利率的货币政策。

### 参考文献:

- [1] Friedman M. and Schwartz A J. A Monetary History of the United States, 1867 – 1960 [M]. Princeton: Princeton University Press, 1963.
- [2] Keynes J M. The General Theory of Interest, Employment and Money [M]. London: Macmillan, 1936.
- [3] Nelson E. Friedman's Monetary Economics in Practice [J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 38: 59 – 83.
- [4] Montecino J A. and Epstein G. Did Quantitative Easing Increase Income Inequality? [J]. Social Science Elec-

- tronic Publishing 2015.
- [5] Carmignani F. Does Government Expenditure Multiply Output and Employment in Australia? [R]. Griffith Business School Discussion Papers in Economics 2014 ,No. 2014 –08.
- [6] Tagkalakis A O. The Unemployment Effects of Fiscal Policy: Recent Evidence From Greece [J]. IZA Journal of European Labor Studies 2013 2( 1) : 1 – 32.
- [7] Brückner M. and Pappa E. Fiscal Expansions ,Unemployment ,and Labor Force Participation: Theory and Evidence. [J]. International Economic Review 2012 53( 4) : 1205 – 1228.
- [8] Ravn M O. and Simonelli S. Labor Market Dynamics and the Business Cycle: Structural Evidence for the United States [J]. The Scandinavian Journal of Economics 2007 109( 4) : 743 – 777.
- [9] Wu J C. and Xia F D. Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound [J]. Journal of Money ,Credit and Banking 2016 48( 2 – 3) : 253 – 291.
- [10] Girardin E. and Moussa Z. Quantitative Easing Works: Lessons From the Unique Experience in Japan 2001 – 2006 [J]. Journal of International Financial Markets ,Institutions and Money 2011 21( 4) : 461 – 495.
- [11] Beetsma R. and Giuliodori M. The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU [J]. The Economic Journal 2011 121( 550) : 4 – 32.
- [12] Fedeli S. and Forte F. Public Debt and Unemployment Growth: The Need for Fiscal and Monetary Rules. Evidence From OECD Countries( 1981 – 2009) [J]. Economia Politica 2012 29( 3) : 409 – 438.
- [13] Holtz – Eakin D. ,Newey W. and Rosen H S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data [J]. Econometrica 1988 56( 6) : 1371 – 1395.
- [14] Arellano M. and Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. The Review of Economic Studies 1991 58( 2) : 277 – 297.
- [15] Arellano M. and Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error – Components Models [J]. Journal of Econometrics 1995 68( 1) : 29 – 51.
- [16] Blundell R. and Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics 1998 87( 1) : 115 – 143.
- [17] Love I. and Zicchino L. Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence From Panel VAR [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance 2006 46( 2) : 190 – 210.
- [18] Pesaran M H. and Smith R. Estimating Long – Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels [J]. Journal of Econometrics 1995 68( 1) : 79 – 113.
- [19] Rebucci A. Is Growth Exogenous? Evidence from the 1970S and 1980S [J]. Applied Economics 2010 42( 5) : 535 – 543.
- [20] Swamy P A. Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society 1970 38( 2) : 311 – 323.
- [21] Doan T. ,Litterman R. and Sims C. Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions [J]. Econometric Reviews 1984 3( 1) : 1 – 100.
- [22] Litterman R B. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions—Five Years of Experience [J]. Journal of Business & Economic Statistics 1986 4( 1) : 25 – 38.
- [23] Ingram B F. and Whiteman C H. Supplanting the ‘Minnesota’ Prior: Forecasting Macroeconomic Time Series Using Real Business Cycle Model Priors [J]. Journal of Monetary Economics 1994 34( 3) : 497 – 510.
- [24] Canova F. and Ciccarelli M. Forecasting and Turning Point Predictions in a Bayesian Panel VAR Model [J]. Journal of Econometrics 2004 120( 2) : 327 – 359.
- [25] Canova F. ,Ciccarelli M. and Ortega E. Similarities and Convergence in G – 7 Cycles [J]. Journal of Monetary

- Economics 2007 54(3):850–878.
- [26] Doan T A. RATS Handbook for Panel and Grouped Data [M]. Draft Version. Evanston ,IL: Estima 2012.
- [27] Barro R. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. Journal of Political Economy , 1990 98(5):103–125.
- [28] Im K S. ,Pesaran M H. and Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [J]. Journal of Econometrics 2003 115(1):53–74.
- [29] Breitung J. and Das S. Panel Unit Root Tests Under Cross – Sectional Dependence [J]. Statistica Neerlandica , 2005 59(4):414–433.
- [30] Choi. Unit Root Tests for Panel Data [J]. Journal of International Money and Finance 2001 20(2):249–272.
- [31] Monacelli T. ,Perotti R. and Trigari A. Unemployment Fiscal Multipliers [J]. Journal of Monetary Economics , 2010 57(5):531–553.
- [32] Mallick S K. and Sousa R M. The Real Effects of Financial Stress in the Euro Zone [J]. International Review of Financial Analysis 2013 30(4):1–17.

## Research the Effect of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Employment and Economic Growth in Developed Countries

——Based on the Estimation from Random – Coefficient Vector Autoregression Model

MOU Junlin<sup>1</sup> , WANG Yang<sup>2</sup>

( 1. Institute of Labor and Economics ,Capital University of Economics and Business ,Beijing 100070 ,China;

2. Institute for Social Development ,National Development and Reform Commission ,Beijing 100077 ,China)

**Abstract:** From the Financial Crisis in 2008 till nowadays ,can the economic stimulus dominated by super easing monetary policy with the supplement of proactive fiscal policy which has been applied by developed countries realize employment growth and economic recovery? Based on the quarterly macro data of 24 advanced countries and the estimation from random – coefficient vector autoregression model ,it is found that: Firstly ,the expansive fiscal policy of the increasing of government consumption will promote employment and economic growth of developed countries. Secondly ,the expansive monetary policy of the increasing of money supply will promote economic growth , but impede employment growth of developed countries. Thirdly ,different from the expectation of Keynesianism and Monetarism theory ,the near zero interest rates harbored by many developed countries will impede employment growth and economic growth of developed countries. The policy enlightenment of this study is that fiscal policy ,monetary policy have their own advantages in promoting employment and economic growth ,therefore government should match expansionary fiscal policy and expansionary monetary policy reasonably according to the controlling target of promoting employment and economic growth ,and use the near zero interest rates of monetary policy carefully.

**Key words:** fiscal policy; monetary policy; employment; economic growth; random – coefficient vector autoregression model

( 责任编辑: 黎 芳)