

# The Multiple Regression and Granger Causality Analysis of China's Price Level under Different Monetary Policy

Jiao Wang

School of Economics and Management, North China University of Technology, Beijing  
Email: 15117985195@163.com

Received: Nov. 17<sup>th</sup>, 2015; accepted: Jan. 16<sup>th</sup>, 2016; published: Jan. 19<sup>th</sup>, 2016

Copyright © 2016 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

---

## Abstract

In this paper, through the analysis of the two stages of time series regression in the year between 1990 to 2000 and in the year between 1998 to 2013, we compared the effect of price stability in the two different stages of monetary policy and then made a Granger Causality analysis of money supply, CDP growth, exchange rate and price index. Research results showed that the effect of two stages of monetary policy on the price was different, that was to say the tightening of monetary policy had a good effect against inflation, and the effect of moderate monetary policy on the economy and improving people's consumption level was smaller; besides the influence of monetary policy, the first phase of economic growth had no marked impact on prices, however the exchange rate had a positive effect on prices. The second phase of economic growth and price presented positive correlation, while the exchange rate and price change were in opposite directions. The results of Granger causality test showed that money supply growth rate, GDP were the Granger cause of CPI, and GDP was the Granger reason of M2.

## Keywords

Monetary Policy, Price Level, Economic Growth

---

# 不同货币政策下我国物价水平的多元回归及 Granger 因果性分析

王 娇

北方工业大学经济管理学院, 北京  
Email: 15117985195@163.com

收稿日期: 2015年11月17日; 录用日期: 2016年1月16日; 发布日期: 2016年1月19日

## 摘要

本文通过对1990~2000年及1998~2013年两段时间序列进行多元回归分析, 对比了两阶段不同货币政策下稳定物价的效果, 并对货币供应量、GDP增长和汇率三个因素与物价进行了Granger因果性分析。研究结果表明两个阶段货币政策对物价的影响效果不同, 紧缩性的货币政策应对通胀有较好的效果, 而适度宽松的货币政策对拉动经济以及提高人民消费水平的效果较小; 除货币政策影响外, 第一阶段经济增长对物价的影响不显著, 汇率变动对物价有正向作用。第二阶段经济增长与物价呈现正相关关系, 而汇率与物价变动方向相反。Granger因果检验结果得货币供应量M2增速、GDP都是CPI的Granger原因, 且GDP是M2的Granger原因。

## 关键词

货币政策, 物价水平, 经济增长

## 1. 引言

改革开放以来直到1998年上半年, 近20年的时期中, 除个别年份外, 我国宏观经济失衡的主要特点是需求膨胀、供给不足(短缺经济), 因此突出的矛盾是通货膨胀压力长期居高不下。而且改革开放以来我国发生的三次较大的物价上涨, 都发生在1998年之前(1985年、1988年、1994年)。相应地宏观经济政策, 包括财政和货币政策, 在这一时期基本倾向为紧缩性的, 主要目的是抑制通货膨胀。自1998年下半年起, 受1997年发生的亚洲金融危机影响, 我国经济短期里承受了更为严重的冲击, 经济增长乏力, 因而货币政策从“适度紧缩”转向“扩张性”, 目的是扩大内需、刺激增长。此外, 2007年世界金融危机对我国经济影响也较为严重, 2008年后为应对世界金融危机的冲击, 采取了适度宽松的货币政策, 且2010年至今主要表现为稳健的货币政策。以1998年为分界线, 前后不同的货币政策力度实现了不同的调控目标, 但具体的效果如何有待考量; 1998年之前紧缩的货币政策是否对控制物价起到了有效作用以及1998年后适度宽松的货币政策如何实现稳定物价和经济增长, 经济增长是否反过来引起物价的变动等问题是本文研究的重点。

国内学者运用不同的方法对我国货币政策的效果进行了研究。谢思远(2012) [1]以存款准备金率作为重要的货币政策调控指标, 研究了货币政策变化对M1、M2同比增速这两个中间变量的影响程度, 利用STATA软件研究了它们之间的交叉相关性, 表明存款准备金率作为重要的货币政策调控指标, 对控制货币增长速度的效果是显著的。雷社平、邓丽丽(2014) [2]建立了GDP与M2、GDP与G、GDP与M2、G的误差修正模型, 分析了我国货币政策、财政政策调节宏观经济的有效性, 最终得出只要运用得当, 货币政策和财政政策在调节宏观经济方面都是有效的结论。焦继军、李晓宁(2012) [3]通过建立CPI、广义货币供应量M2和GDP之间的回归模型, 对1994~2010年的数据进行回归分析, 得出了我国货币政策对稳定物价有效的结论。孟祥兰、雷茜(2011) [4]用向量误差模型以及脉冲响应和方差分解的方法对中国货币供应、物价水平与经济增长的关系进行实证研究, 认为短期内物价水平与货币供应量之间相互影响、

互相促进；货币供应对经济增长的影响具有促进效应，长期内货币非中性。

一些学者从不同角度入手，研究货币政策对特定变量的影响，主要体现在对行业或三产业以及对物价的控制效果。王剑和刘玄(2005) [5]利用 1992~2003 年期间的月度数据研究了我国货币政策传导的行业效应，发现各产业对 M2 冲击的响应程度存在差异。曹永琴(2010) [6]考察了中国货币政策的产业非对称性效应，发现第一产业受货币供给冲击的影响最强，第三产业次之，第二产业所受影响最弱。另一方，一些学者专门研究货币政策对物价的控制效果，分析了货币供应量与物价的关系。宋长青(2014) [7]运用协整分析、Granger 因果检验以及误差修正模型等方法对货币供应量 M0、M1、M2 与通货膨胀的关系进行分析。实证检验结果显示：中长期我国通货膨胀率变化与各层次货币供应量密切相关，但存在时滞现象；当期货币供应量增长率对长期均衡的偏离会加剧下一期 CPI 对均衡程度的偏离。戴晓兵(2013) [8]运用了定性和定量相结合的方法，利用 VAR 模型对货币供应量是否可以继续作为货币政策中介目标进行了探析。结果表明从长期协整来看，我国货币供应量与经济增长总体上呈现正相关，但从动态的脉冲响应函数来看，这种正向的相关关系不是特别稳定。谢太峰、路伟(2013) [9]在单整和 Johansen 协整检验的基础上，利用 Granger 因果检验对我国货币供应量与居民消费价格指数的内在联系进行了实证分析，并进行了 VAR 模型估计。研究结果表明，短期内狭义货币供应量与居民消费价格指数的正相关性大于广义货币供应量与居民消费价格指数的正相关性。

以上研究者对我国货币政策有效性研究比较深入，但还存在一些不足。首先，在变量的选取方面，学者们大多数选取了 CPI、GDP 和 M1 或 M2 三个变量，研究货币政策对 CPI 的效果时，直接对 CPI 和 M1 或 M2 进行回归，而忽视了影响 CPI 的一些重要变量。第二，一些学者缺乏对数据的处理，比如直接利用 GDP 和货币供应量的名义数据，没有剔除价格影响，所以包含价格因素的名义量很难说明物价变动是货币政策或者经济增长引起的。第三，很多学者选取的是月度或季度数据进行研究，年限较短。由于货币政策存在时滞性，所以时间间隔的大小会对货币政策的真实效果产生影响。本文将在前人研究基础之上，对 1998 年前后两阶段的货币政策稳定物价的效果进行分析，对比不同力度的货币政策下货币供应量或经济增长对物价的影响，探讨变量间 Granger 因果关系。

## 2. 变量选取与数据收集

### 2.1. 研究时段及变量选取

本文将研究 1990~2000 年及 1998~2013 年货币政策对稳定物价的有效性，选取这两个时段的主要原因是：第一，1990~2013 年我国宏观经济表现存在差异，货币政策的实施力度和目的也不相同。1990~2000 年货币政策总体为紧缩性，目的是为了通货膨胀，而 2000 年后货币政策总体为适度宽松性。第二，货币政策具有时滞性，所以将 1998~2000 年的数据放到两个时间段进行研究。综上，本文选取 1990~2000 年作为货币政策对物价稳定有效性研究的第一阶段，1998~2013 年作为第二阶段。此外，通过对比两个阶段的回归结果，分析我国实施不同货币政策对物价的影响。

为研究我国货币政策对物价稳定的有效性，本文选取的变量如下：

1) CPI 定基指数(上一年 = 100)

消费物价指数(CPI)是反映与居民生活有关的商品及劳务价格统计出来的物价变动指标，通常作为观察通货膨胀水平的重要指标。

2) 广义货币供应量 M2

M1 定义过窄，只包括现金和企业活期存款，不包括对 CPI 影响较大的居民活期存款，不适合用来衡量货币供给对物价的影响；广义货币量 M2 包括流通中的现金及银行活期存款，为衡量经济体系中货

币供应量的常用指标。此外，熊国兵(2004) [10]、盛松成和吴培新(2008) [11]经研究发现 M2 对经济变量的解释能力远高于 M1 及其他变量，因而用 M2 来代表衡量货币政策效应。

### 3) GDP 定基指数(上一年 = 100)

经济增长也是影响物价和通货膨胀不可或缺的因素。因为随着经济的增长，社会私人投资就会增加，对货币的需求就会相应增加，尤其是货币的投资或者投机需求。货币需求增加随之货币供给也会增加，货币供给的增加会导致价格水平的提高。选取 GDP 定基指数来衡量经济增长，剔除了价格的影响，消除与被解释变量 CPI 的相关性。

### 4) 人民币兑美元的汇率

仅仅是 M2 和 GDP 增长对 CPI 的解释作用还不足，仍需引入解释变量以满足模型的要求。人民币兑美元的汇率变化对 CPI 的影响也较大，主要体现在汇率通过影响进出口进而影响总需求，从而造成国内物价的上升、下降压力；通过影响进口原材料、半成品或产品价格，进而影响国内产品价格。

## 2.2. 数据来源与处理

本文数据来源于中国统计局网和中国人民银行网，并运用统计学方法做了相应的数据处理以适合计量比较分析。被解释变量为 CPI 定基指数，解释变量为货币供给量 M2 的增长速度、GDP 定基指数和人民币兑美元的汇率。设 CPI (上一年 = 100)为 Y，货币供给量 M2 增长速度为 X1，GDP 定基指数(上一年 = 100)为 X2，人民币兑美元汇率为 X3。

## 3. 两阶段多元回归分析

### 3.1. 第一阶段模型建立及检验

利用最小二乘法对经济模型进行回归，得到的回归方程为：

$$Y = 73.48563 + 1.120795X_1 - 0.180956X_2 + 3.528628X_3$$

$$(2.312954) \quad (8.267249) \quad (-0.556559) \quad (5.968477) \quad (1)$$

$$R^2 = 0.948197 \quad F = 42.70892$$

给定显著性水平  $\alpha = 0.05$ ，在 F 分布表中查得自由度为  $k - 1 = 2$  和  $n - k = 8$  ( $k$  为模型中变量的总个数， $n$  为样本容量)的临界值  $F_{\alpha}(2, 8) = 4.07$ 。由于  $F = 42.7089 > F_{\alpha}(2, 8) = 4.07$ ，所以应拒绝原假设，说明回归方程显著，表明该模型变量之间整体上存在显著的线性关系。查 t 分布表可以得到临界值  $t_{\alpha/2}(n - k) = 2.31$ 。 $t\beta_2 = 8.267$ ， $t\beta_4 = 5.968$ ，它们的绝对值都大于  $t_{\alpha/2}(n - k) = 2.31$ ，拒绝原假设，也就是说当其他解释变量不变的情况下，货币供给量 M2 的发展速度和汇率这两个解释变量对被解释变量 CPI 有显著影响。但是  $t\beta_3 = -0.556559$  的绝对值  $< t_{\alpha/2}(n - k) = 2.145$ ，则应接受  $H_0: \beta_3 = 0$ 。所以去掉解释变量 X2，即 GDP 定基指数，对模型重新回归，如表 1 所示。此时，X1、X3 都通过了显著性检验。

#### 3.1.1. 异方差检验

利用怀特检验方法对修正后的模型进行异方差检验，给定 5%显著性水平，自由度为 5，卡方 0.05 (5) = 11.071  $> nR^2 = 2.65529$ ，表明模型不存在异方差。

#### 3.1.2. 自相关检验

首先进行 DW 检验，检验结果在 5%的显著性水平下，自由度 K 为 2，样本容量为 11，查 DW 表得上限和下限两个临界值分别为  $d_l = 0.76$ 、 $d_u = 1.6$ ，回归得到的 DW 值为 1.54，在  $d_l$  和  $d_u$  之间，所以不能判断是否存在一阶自相关。进而采用 LM 方法继续进行检验，且两阶差分后不存在自相关。

**Table 1. Modified regression results**  
**表 1. 修正后的回归结果**

变量	参数估计值	参数标准差	T 统计值	概率
C	56.05819	5.140850	10.90446	0.0000
X1	1.066975	0.090826	11.74749	0.0000
X3	3.375573	0.500272	6.747479	0.0001
R <sup>2</sup>		0.945904	被解释变量均值	107.1000
修正的 R <sup>2</sup>		0.932381	被解释变量标准差	8.224476
回归方程标准差		2.138671	Akaike 信息准则	4.585247
残差平方和		36.59132	Schwarz 信息准则	4.693764
似然函数对数		-22.21886	Hannan-Quinn 准则	4.516843
F 统计量		69.94322	Durbin-Watson 统计量	1.540710
F 统计量概率		0.000009		

被解释变量: Y, 方法: 最小二乘, 样本: 1990-2000, 观测值个数: 11。

为了解决回归模型中存在的自相关性, 我们采用广义差分的方法。首先, 生成残差序列  $et$ 。其次, 对  $et$  进行滞后一期的自回归, 得到回归方程:

$E^t = 0.462264E_{t-1}$ , 即  $\rho = 0.462264$ 。然后, 对原模型进行广义差分, 得到广义差分方程为:

$$Y_t - 0.462264Y_{t-1} = \beta_1(1 - 0.462264) + \beta_2(X1_t - 0.462264X1_{t-1}) + \beta_4(X3_t - 0.462264X3_{t-1}) + \mu \quad (2)$$

对上式广义差分方程进行回归, 结果如表 2 所示。

查 DW 表得上限和下限两个临界值分别  $dl = 0.70$ 、 $du = 1.64$ , 广义差分方程回归得到的 DW 值为 1.7157, 在  $du$  和  $4-du$  之间, 所以修正后模型不存在序列相关。

### 3.2. 第二阶段模型建立及检验

利用 Eviews 最小二乘对经济模型进行回归, 得到的回归方程为:

$$Y = 42.46265 - 0.212809X1 + 0.701941X2 - 1.831648X3 \\ (1.716375) \quad (-1.692230) \quad (3.018985) \quad (-3.486849) \\ R^2 = 0.602511 \quad F = 6.063181 \quad (3)$$

显著性水平  $\alpha = 0.05$ , 在 F 的临界值  $F_{\alpha}(3, 11) = 3.41$ 。由于  $F = 6.063 > F_{\alpha}(3, 11) = 3.41$ , 说明回归方程显著, 表明该模型变量之间整体上存在显著的线性关系。查 t 分布表, 临界值  $t_{\alpha/2}(n - k) = 2.16$ 。  $t\beta_3 = 3.018985$ ,  $t\beta_4 = -3.486849$ , 它们的绝对值都大于  $t_{\alpha/2}(n - k) = 2.16$ , 说明当其他解释变量不变的情况下, GDP 定基指数和人民币汇率这两个解释变量对被解释变量 CPI 有显著影响。但  $t\beta_2 = -1.692230$  的绝对值  $< t_{\alpha/2}(n - k) = 2.16$ , 则应接受  $H_0: \beta_2 = 0$ 。所以去掉解释变量 X1, 即 M2 增长速度。对模型重新回归, X2、X3 都通过了显著性检验。

#### 3.2.1. 异方差检验

利用怀特检验方法对修正后的模型进行异方差检验, 给定 5% 显著性水平, 自由度为 5, 卡方 0.05 (5) = 11.071  $> nR^2 = 9.6662$ , 表明模型不存在异方差。



**Table 2. Generalized differential regression results in the first stage**  
**表 2. 第一阶段广义差分回归结果**

变量	参数估计值	参数标准差	T 统计值	概率
C	27.13325	4.660937	5.821415	0.0006
GDX1	1.048576	0.132969	7.885835	0.0001
GDX3	4.159810	0.895428	4.645613	0.0024
R <sup>2</sup>	0.904412	被解释变量均值		57.68181
修正的 R <sup>2</sup>	0.877101	被解释变量标准差		6.280898
回归方程标准差	2.201890	Akaike 信息准则		4.659834
残差平方和	33.93823	Schwarz 信息准则		4.750610
似然函数对数	-20.29917	Hannan-Quinn 准则		4.560253
F 统计量	33.11549	Durbin-Watson 统计量		1.715702

被解释变量: GDY, 方法: 最小二乘, 样本: 1990-2000, 观测值个数: 10。

### 3.2.2. 自相关检验

首先进行 DW 检验, 检验结果在 5% 的显著性水平下, 自由度 K 为 2, 样本容量为 17, 查 DW 表得上限和下限两个临界值分别为  $dl = 0.98$ 、 $du = 1.54$ , 回归得到的 DW 值为 2.51, 在  $4-dl$  和  $4-du$  之间, 所以不能判断是否存在一阶自相关。进而采用 LM 方法继续进行检验, 且四阶差分后不存在自相关。

采用广义差分的方法解决回归模型中存在的自相关性。首先, 生成残差序列  $et$ 。其次, 对  $et$  进行滞后一期的自回归, 得到回归方程:  $E^t = -0.264472E_{t-1}$ , 即  $\rho' = -0.264472$ 。然后, 对原模型进行广义差分, 得到广义差分方程为:

$$Y_t + 0.2644724Y_{t-1} = \beta_1(1 + 0.2644724) + \beta_2(X_{1t} + 0.2644724X_{1t-1}) + \beta_4(X_{3t} + 0.2644724X_{3t-1}) + \mu \quad (4)$$

对上式广义差分方程进行回归, 结果如表 3 所示。

查 DW 表得上限和下限两个临界值分别  $dl = 0.81$ 、 $du = 1.58$ , 广义差分方程回归得到的 DW 值为 2.3913, 在  $du$  和  $4-du$  之间, 所以修正后模型不存在序列相关。

### 3.3. 小结

第一阶段(1900~2000 年)货币供应量 M2 的增速和汇率变动与 CPI 存在正相关关系。但是经济增长对 CPI 没有显著影响, 说明紧缩货币政策的实施对经济增长也有一定抑制作用, 从而避免经济过热带来物价上涨的负面影响。

第二阶段(1998~2013) GDP 增长与物价呈正相关关系, 但影响效果较小, 表明该时间段我国经济增长较为缓慢, 对物价水平有较小的提升作用。货币供应量 M2 的增量对 CPI 的影响效果却不显著, 主要原因是此阶段适度宽松的货币政策对消费和投资的刺激作用不是很强, 导致 CPI 变化不是很明显。

## 4. Granger 因果检验

由上文可知两阶段不同货币政策下, CPI 的影响决定因素不同, 主要是 GDP 和货币供应量 M2 在两阶段中起作用。第一阶段货币供应量对 CPI 的影响显著, 第二阶段 GDP 对 CPI 的影响显著。由于货币供应量作为传导机制, 对经济增长有一定的影响, 而经济增长衡量的是社会总财富, 其变动也会带来货币

**Table 3. Generalized differential regression results in the second stage**  
**表 3. 第二阶段广义差分回归结果**

变量	参数估计值	参数标准差	T 统计值	概率
C	64.47689	51.76031	1.245682	0.2443
GDX2	0.572689	0.388651	1.473529	0.1747
GDX3	-1.559589	0.784373	-1.988326	0.0780
R <sup>2</sup>	0.336606	被解释变量均值		129.4442
修正的 R <sup>2</sup>	0.189185	被解释变量标准差		2.558202
回归方程标准差	2.303540	Akaike 信息准则		4.719089
残差平方和	47.75666	Schwarz 信息准则		4.840316
似然函数对数	-25.31453	Hannan-Quinn 准则		4.674207
F 统计量	2.283301	Durbin-Watson 统计量		2.391277

被解释变量: GDY, 方法: 最小二乘, 样本: 2002 2013, 观测值个数: 12。

需求、货币供给的变化。接下来将利用 Granger 因果分析法, 探讨 1990~2013 年不同影响因素与 CPI 的关系以及货币供应量与 GDP 的因果关系。

#### 4.1. 协整检验

首先, 利用 ADF 检验讨论各变量的平稳性问题。模型滞后长度的选择是非常重要的, 不同滞后长度可能会得出不同的结果。如果没有对滞后长度的选择设立客观标准, 可能会导致研究结论不具有稳健性。本研究利用 BIC 用来作为选择模型的滞后长度, 简言之, 选择滞后项数的长度使以下方程准则达到最小值:

$$cn(k) = -2\ln k/n + k\ln(n)/n \quad (5)$$

其中  $n$  是样本数量;  $k$  是滞后项数;  $\ln k$  是对数最大似然值。表 4 给出了 CPI、GDP、M2 和汇率的零阶(I(0))和一阶差分(I(1))的 ADF 检验结果。4 个变量水平数据的  $t$  值都不能拒绝单位根存在的假设, 即它们都不是 I(0)过程。但对于一阶差分变量, 均在 5% 的显著水准拒绝单位根存在的假设。所以, 我们接受 CPI、GDP、M2 和汇率均是 I(1)过程的假说。

对各个变量进行了平稳检验后, 利用 EG 检验方法对一节差分后的残差项进行平稳检验。查协整检验临界值表计算可得, 在 5% 显著性水平下协整检验临界值为 -3.62745,  $AEG = -3.995641 < -3.62745$ , 所以一阶差分后的各序列存在协整关系。

#### 4.2. Granger 因果分析

在 5% 显著性水平下, 由滞后 2 阶的 Granger 因果检验结果(见表 5 所示)可得, DX1 和 DX2 都是 DY 的单向 Granger 原因, 即货币供应量 M2 的增长速度与 GDP 定基指数都是 CPI 定基指数的 Granger 原因, 反过来不成立, 且其他变量之间也不存在 Granger 因果关系。

### 5. 结论

本文第一部分通过对 1998 年前后两段时间序列进行多元回归分析, 对比分析了两阶段不同货币政策对稳定物价的效果。第一阶段货币供给量 M2 的增速和汇率变动与 CPI 存在正相关关系, 但经济增长对 CPI 没有显著影响。第二阶段 GDP 增长与物价呈正相关关系, 但影响效果较小。汇率与物价呈反向变

Table 4. Variable unit root test results

表 4. 变量单位根检验结果

	水平量 t 值	滞后阶数	5%临界值	一阶差分 t 值	滞后阶数	5%临界值
CPI	-1.755416	1	-2.99806	-3.233204	1	-3.00486
M2 增长速度	-1.43338	1	-2.99806	-4.534522	1	-3.00486
GDP 定基指数	-2.215536	1	-2.99806	-3.892069	1	-3.00486
汇率	-2.216305	1	-2.99806	-4.261180	1	-3.00486
CPI	-1.755416	1	-2.99806	-3.233204	1	-3.00486
M2 增长速度	-1.43338	1	-2.99806	-4.534522	1	-3.00486
GDP 定基指数	-2.215536	1	-2.99806	-3.892069	1	-3.00486

Table 5. Granger causality test

表 5. 格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量值	概率值	结论
DX1 不是 DY 的格兰杰原因	8.27340	0.0034	拒绝
DX2 不是 DY 的格兰杰原因	5.15912	0.0187	拒绝
DX3 不是 DY 的格兰杰原因	1.05325	0.3718	接受
DX2 不是 DX 的格兰杰原因	3.13251	0.0711	接受

动，主要原因是该阶段汇率在 6.4 左右变动，变动幅度较小，且呈现出下降的趋势，对物价起到了一定的反向作用；然而，货币供应量 M2 的增量对 CPI 的影响效果却不显著，主要原因是此阶段适度宽松的货币政策对消费和投资的刺激作用不是很强，导致 CPI 变化不是很明显。另外，由于货币政策会通过刺激经济来推高消费水平，所以模型中货币供给对物价水平的影响很有可能是通过实体经济增长来实现。

第二部分通过对 1990~2013 年整个时间段序列进行协整检验得到一阶差分后序列存在协整关系，进而对差分后的序列进行 Granger 因果检验得到货币供应量 M2 的增长速度与 GDP 定基指数都是 CPI 定基指数的 Granger 原因，能够对预测 CPI 提供有用信息，但货币供应量 M2 的增长速度与 GDP 定基指数之间却不存在 Granger 因果关系。本文认为主要原因是一方面样本数据较少，存在一定的局限性；另一方面是货币供应量和 GDP 在核算时选取的经济变量不同，导致数据差异较大。所以在后续的研究中，将继续完善对变量和样本的选取，得到更加完整的结论。

## 致 谢

感谢我的论文指导老师吴振信教授。在论文写作期间，吴老对我的鼓励和指导是我坚持下去的动力。而吴老独到的见解，严谨的治学态度与睿智的处世风格给我留下了深刻的印象，是我以后工作与生活的典范。

## 基金项目

北方工业大学学生科技活动。

## 参考文献 (References)

- [1] 谢思远. 对我国货币政策有效性的思考[J]. 经济纵横, 2012(5): 96-98.



- [2] 雷社平, 邓丽丽. 我国货币与财政政策调节宏观经济的有效性分析[J]. 财政与金融, 2014(9): 39-42.
- [3] 焦继军, 李晓宁. 我国货币政策对稳定物价有效性的实证分析[J]. 经济问题, 2012(5): 37-41.
- [4] 孟祥兰, 雷茜. 我国货币供应与经济增长及物价水平关系研究[J]. 统计研究, 2011, 28(3): 67-69.
- [5] 王剑, 刘玄. 货币政策传导的行业效应研究[J]. 财经研究, 2005(5): 26-31.
- [6] 曹永琴. 中国货币政策产业非对称效应实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(9): 56-60.
- [7] 宋长青. 中国货币供应量与通货膨胀关系研究[J]. 人文杂志, 2014(8): 41-47.
- [8] 戴晓兵. 我国货币供应量中介目标有效性的实证分析[J]. 财经问题研究, 2013(4): 42-48.
- [9] 谢太峰, 路伟. 我国货币供应量与物价关系的实证分析[J]. 理论探索, 2013(6): 6-11.
- [10] 熊国兵. 论我国财政政策与货币政策的效应[J]. 南昌大学学报: 人文社会科学版, 2004(35): 57-62.
- [11] 盛松成, 吴培新. 中国货币政策的二元传导机制[J]. 经济研究, 2008(10): 37-51.