

内生货币、金融市场和总需求

于泽

摘要：适当的货币政策能够对于总需求起到促进作用是宏观经济学的一个共识。不过，不同的货币供给机制导致其对于总需求的影响渠道不同。因此，不同的货币供给机制对于总需求的影响就不相同。本报告发现，我国货币供给具有内生性。在这样的环境中，要进一步提高我国总需求的可持续性，需要进一步推进利率市场化。

关键词：内生货币、货币政策、利率市场化、总需求

1. 引言

在经历了 2010 年较快的增长后，我国在 2011 年经济增速下滑。当前国际形势不容乐观，欧洲债务危机在未来仍会持续。在这样的环境下，我们急需讨论我国总需求的可持续性问题，即什么因素能够促进我国的总需求。

一般而言，货币政策在这里面都会起到重要作用。不过，对于货币不同性质的判断会导致不同的传导渠道，从而会导致不同的政策建议。为此，为了分析我国货币政策对于总需求的影响，我们首先讨论我国货币供给的性质，之后分析货币政策的作用渠道。

本报告发现，我国的货币供给是内生于经济的。在内生货币下，投资需求产生了货币，这成为了收入。因此，总需求和收入分配就具有了长期协整关系，从而相互影响的。在这个过程中，利率会起到重要的再分配作用。因为我国目前对于零售利率是管制的，从而导致了扭曲。因此，利率市场化对于总需求的可持续性具有重要作用。

2. 我国内生货币的检验

为了稳健地检验我国货币的性质，我们首先利用 2008 年之前的数据进行检验，然后选择 2008 年之后的数据进行预测，如果预测数据与实际数据吻合，那么就可以说明我国货币供给具有内生性质。

2.1 2008 年 6 月前的货币供给性质

为了检验我国货币供给的性质，参考 Nell (1999)，采用葛兰杰因果类型检验。不过，此处的检验不仅仅局限于用标准的葛兰杰因果检验短期因果，还利用协整分析检验长期因果，其中协整分析采用自回归分布滞后 (ARDL) 方法。

ARDL 模型的主要优点在于不管回归项是 $I(0)$ 还是 $I(1)$ ，都可以进行检验和估计。而进行标准的协整分析前，必须把变量分类成 $I(0)$ 和 $I(1)$ 。在这种方法中，如果变量是协整的，那么考虑下面的 ARDL(p, q) 模型：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{q-1} \beta^{*i} \Delta x_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

从方程(1)可以获得 y_t 与 x_t 的长期关系:

$$y_t = \alpha_1 + \delta x_t + \mu_t \quad (2)$$

利用方程(2)的残差, 考虑下面的误差校正模型(ECM):

$$\Delta y = \alpha_2 + \sum_{i=1}^r \beta_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_{xi} \Delta x_{t-i} + \alpha_3 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 μ_{t-1} 是从方程(2)残差获得的滞后误差校正项。从方程(3)中, 如果考虑原假设为 x 不是 y 的葛兰杰原因, 那么当利用 F 检验和 Wald 检验, 当 β_{xi} 联合显著的时候, 我们可以拒绝原假设。利用同样的方法也可以检验 y 是否为 x 的葛兰杰原因。

μ_{t-1} 为检验葛兰杰因果提供了另外的思路。标准的程序是一个变量过去的变化对于另外一个变量当前的变化具有解释力。不过, 如果变量具有共同趋势, 那么变量 y 向长期均衡点的调整在一定程度上也是受变量 x 当前变化的影响。如果 μ_{t-1} 在方程(3)中是显著的, 那么这种因果关系就可以检验出来。

针对待检验命题, 我们选择了存款性金融公司对非金融部门债权、M2存量和高能货币数量三个指标, 对其分别取对数, 用LOGLENDING, LOGM2和LOGHM表示。选择2002年1月到2008年6月的月度数据, 这些数据全部来自中国人民银行网站。之所以选择从2002年开始, 是因为2002年中国人民银行按照国际货币基金组织《货币与金融统计手册》对货币金融统计制度进行了修订。这导致2002年一季度及以后各期数据与历史数据不完全可比。

为了应用ARDL方法, 我们首先需要确定这些变量是否平稳, 以及是否为协整的。对于单位根的检验采用ADF检验, 检验值参见表1, 原假设为三个变量的水平值和一阶差分包含一个单位根。从中可以看出, LOGHM, LOGM2和LOGLENDING都是I(1)序列, 从而可以利用ARDL方法。

表1 单位根检验统计表

	水平值		一阶差分	
	t统计量	p值	t统计量	p值
LOGHM	-1.609629	0.7803	-7.607753	0.0000
LOGM2	-0.143531	0.9401	-8.794293	0.0000
LOGLENDING	-1.528778	0.8111	-7.801090	0.0000

对这些变量的协整检验采用Johansen检验, 通过Trace统计量和Max-Eigen统计量(表2)可以得知这些变量两两之间包含一个协整关系, 从而可以利用ARDL协整方法来分析因果关系。

表2 协整检验表

	Trace 统计量		假设的协整数量		Max-Eigen 统计量	p值
	假设的协整关系数量	Trace 统计量	p值	假设的协整数量		
LOGHM 和 LOGLENDING	无 *	27.0 6996	0. 0001	无*	26.5 0999	0. 0001
	至多1个	0.55 9971	0. 5164	至多1个	0.55 9971	0. 5164
LOGLEND ING和LOGM2	无*	56.3 5658	0. 0000	无*	52.4 7172	0. 0000
	至多1个	3.88 4859	0. 4295	至多1个	3.88 4859	0. 4295
LOGHM 和LOGM2	无*	53.2 6256	0. 0000	无*	51.8 9212	0. 0000
	至多1个	1.37 0444	0. 2828	至多1个	1.37 0444	0. 2828

注：*表示在0.05的水平上拒绝原假设。

利用Microfit4.1统计软件，LOGHM，LOGM2和LOGLENDING之间基于ARDL方法的长期弹性估计和对应的误差校正模型结果参见表3。我们对于因果性检验标准为联合显著性和误差项显著性同时满足。那么，从表3可以看出，在10%的显著性水平上，M2和基础货币之间是互为原因的，M2和信贷之间没有因果关系，信贷是基础货币的单向原因。在5%的显著性水平上，M2是基础货币的单向原因，M2和信贷之间没有因果关系，信贷是基础货币的单向原因。

表3 长期弹性估计和误差校正模型

回归	从ARDL模型获得的长期弹性	长期弹性等于1的Wald检验	ECM模型滞后阶数	联合显著性	误差项	最终结果
基础货币对M2	1.2739 [6.7080]	2.0807 [.149]	(0, 3)	35.45766 [0.0000]	4.242453 [0.0394]	M2是基础货币的原因
M2对基础货币	.82479 [5.5179]	1.3740 [.241]	(0, 1)	24.16693 [0.0000]	2.815966 [0.0933]	基础货币可能是M2的原因
M2对信贷	1.4497 [1.1684]	.13135 [.717]	(0, 2)	81.09455 [0.0000]	0.286193 [0.5927]	信贷不是M2的原因
信贷对M2	.82946 [17.0461]	12.2841 [.000]	(1, 2)	78.53448 [0.0000]	2.551810 [0.1102]	M2不是信贷的原因
基础货币对信贷	1.4489 [8.9141]	7.6270 [.006]	(0, 3)	8.661493 [0.0341]	5.133311 [0.0235]	信贷是基础货币的原因
信贷对基础货币	.76056 [10.5929]	11.1212 [.001]	(0, 1)	0.800555 [0.6701]	6.241467 [0.0125]	基础货币不是信贷的原因

币						
---	--	--	--	--	--	--

注释：长期弹性系数下面的方括号为t值，其余为相应检验的p值。

为了保证稳健，我们再考虑标准的葛兰杰因果检验。我们利用eviews5.0进行检验，结果见表4。从中可以看出，在5%的显著性水平上，M2是基础货币的原因，但是基础货币不是M2的原因；信贷是基础货币的原因，但是基础货币不是信贷的原因；M2和信贷之间没有因果关系。

表4 葛兰杰因果检验

原假设	F值	P值
LOGM2不是LOGHM的葛兰杰原因	6.00098	0.00109
LOGHM不是LOGM2的葛兰杰原因	1.76119	0.16285
LOGLENDING不是LOGHM的葛兰杰原因	3.44382	0.02142
LOGHM不是LOGLENDING的葛兰杰原因	1.31267	0.27743
LOGLENDING不是LOGM2的葛兰杰原因	0.23225	0.87361
LOGM2不是LOGLENDING的葛兰杰原因	1.43320	0.24072

综合这两种检验，可以稳健得出的结论是M2是基础货币的原因，信贷也是基础货币的原因，不过，M2和信贷之间没有关系。这些结论支持了我国货币供给内生的思路，由于信贷不受基础货币供给的限制，也就谈不到乘数的问题。基础货币是由于银行对企业的信贷而产生的，也就是说中央银行在商业银行发放贷款之后主动为其提供了相应的准备金，而不是限制。M2也不是信贷的原因，这表明外生货币理论中可贷资金的想法不正确，银行贷款并不需要预先有储蓄。不过，在这些结论中，信贷不是M2的原因与内生货币理论似乎有些矛盾。按照内生货币理论，信贷通过M2引致了高能货币。这样，信贷应该是M2的原因，而我们的检验发现这种现象不成立，这可能是由于我国货币需求不稳定。根据前面谈到的，工人获得工资收入后可以消费，并将储蓄配置为银行存款及其他金融资产（股票、基金等）。工人之所以持有货币主要是由于货币的流动性，如果人们的流动性偏好发生变化，那么货币需求就会发生变化，从而改变人们的资产组合。此时，企业贷款创造的银行储蓄中在货币循环结束后依然保持为银行存款和现金的比例就会发生变化，一部分资金进入证券市场。那么最初的贷款和存款之间的对应关系就会消失，信贷就不会成为M2的原因。为了证明这个想法，我们需要验证我国的货币需求函数是否稳定。要验证这个问题是很容易的，因为货币需求不稳定在理论上等价于货币流通速度不平稳。所以，我们可以转而考虑这个

命题。我国的货币流通速度处于下降过程，有许多学者讨论了这个问题(汪洋，2007，曾利飞等，2006，叶光等，2007，张勇和范从来，2006，赵留彦和王一鸣，2005)。对于M2流通速度进行检验可知，其ADF检验值为-0.552703，p值为0.9684，从而M2流通速度包含单位根，不是稳定的。因此，信贷不是M2的原因并不与内生货币理论矛盾，而是与我国居民流动性偏好不稳定相联系的。这样，我们可以得出结论，我国的货币供给具有内生性，是企业的贷款需求和银行的信贷标准等因素决定的，央行无法有效控制货币总量。

2.2 2008年6月以后我国货币的供给性质

我们利用这个区间的数据来检验我们前面的分析。利用前面货币内生的结论，我们做出预测，如果实际数据与我们的结果相一致，那么可以更加加强我们的结论。之所以这么做是因为在2008年发生了外生金融冲击，可以当做一个自然实验。

一个比较粗略的预测算法是依据历史情况，2007比2006年新增广义货币57838.62亿元，2008年比2007年新增广义货币71724.39亿元，按照正常年份，2009年应该比2008年广义货币增长9万亿左右，2010年比2009年增长11万亿左右。

不过，2008年后半期，我国受到国际金融危机的冲击。发端自美国的金融危机对于其他国家的影响主要通过两个渠道。第一，美国经济下滑后减少对于其他国家的进口；第二，持有美国次贷衍生品的外国金融机构被迫减记资产，导致信贷紧缩。不同的国家受到影响的渠道重要性不尽相同。我国金融机构持有的美国次贷相关资产占金融机构总资产的比重很小，所以这个渠道的影响不大。但出口下滑对于我国的影响巨大。根据统计局的计算，我国贸易依存度已经达到了64.5%。而从2008年11月，我国的外贸形势就开始呈现下滑态势，在2009年的趋势更加明显。外贸下滑影响了我国经济的正常发展。我国的经济增长速度自2007年第4季度达到13.8%的峰值后逐季下降，2008年第4季度降为6.8%，2009年一季度同比增长6.1%。

针对这一情况，我国政府实施了庞大的经济刺激计划，推出总额4万亿的投资计划，其中农村的民生工程约3700亿，基础设施建设约15000亿，教育、卫生、文化、计划生育等社会事业方面约1500亿，节能减排、生态工程约2100亿，调整结构和技术改造约3700亿，汶川大地震重点灾区的灾后恢复重建10000亿。

此时，在投资的推动下，外生的4万亿投资计划，会对应于相应的贷款。因为在金融危机时刻，人们的流动性偏好较大，这4万亿投资会对应于储蓄存款，而不是其他金融资产。因此，加上前面的预测，2009年预计M2应该大致增长13万亿。

实际数据来看，2009 年比 2008 年广义货币增长 135057.92 亿元。而 2010 年实际比 2009 年广义货币增长 115627.27 亿元，回归了正常。这与我们基于内生货币的预测比较吻合。因此，我们在 2009 年外生投资增加恰好是一个我们可以利用的“社会实地实验”，说明了货币的因果是从信贷到存款，再到准备金，而不是从准备金到存款，然后再到贷款这个相反的逻辑。所以，可以比较稳健地得到结论，我国的货币是信贷引导的内生货币。

3.利润和总需求

在内生货币条件下，收入分配将和总需求构成协整系统。利用和内生货币分析类似的分析思路，我们接下来讨论消费、最终资本形成和净出口与利润之间的关系。这四类数据分别来自于各年统计年鉴。所有数据利用国内生产总值指数折合成实际值。

首先考虑消费与利润之间的关系。这二者的协整关系如下表。

表5 消费与利润协整关系

Cointegrating Eq:	CointEq1	
CONSUMPTION(-1)	1.000000	
PROFIT(-1)	-2.899689 (0.35868) [-8.08434]	
C	26763.22	
Error Correction:	D(CONSUMPTION)	D(PROFIT)
CointEq1	-0.144055 (0.04112) [-3.50353]	-0.086277 (0.12834) [-0.67227]
D(CONSUMPTION(-1))	-0.068541 (0.29560) [-0.23187]	-1.943222 (0.92264) [-2.10615]
D(CONSUMPTION(-2))	0.006115 (0.25813) [0.02369]	1.878982 (0.80568) [2.33217]
D(PROFIT(-1))	0.196155 (0.14482) [1.35451]	1.057326 (0.45201) [2.33918]

D(PROFIT(-2))	-0.320212 (0.16089) [-1.99031]	-0.592419 (0.50216) [-1.17973]
C	10528.37 (2952.06) [3.56645]	5785.500 (9214.10) [0.62790]

此处的 consumption 表示消费，profit 表示利润。方括号内数据为变量的 t 值。不难发现，利润是消费的长期原因，也是其短期原因。消费不是利润的长期原因，而是其短期原因。

其次，考虑投资和利润之间的关系。这二者的协整关系如下表。

表6 投资和利率的协整关系

Cointegrating Eq:	CointEq1	
INVESTMENT(-1)	1.000000	
PROFIT(-1)	-1.925534 (0.19023) [-10.1219]	
C	10735.55	
Error Correction:	D(INVESTME NT)	D(PROFIT)
CointEq1	-0.307206 (0.14784) [-2.07793]	0.307538 (0.23522) [1.30743]
D(INVESTMENT(-1))	0.590571 (0.29815) [1.98081]	0.055788 (0.47436) [0.11761]
D(INVESTMENT(-2))	0.440344 (0.29389) [1.49834]	0.854122 (0.46759) [1.82665]
D(PROFIT(-1))	-0.173188 (0.24707) [-0.70098]	1.003989 (0.39309) [2.55408]
D(PROFIT(-2))	-0.572718 (0.38480)	-0.100525 (0.61223)

		[-1.48835]	[-0.16419]
C	5510.490	-4819.440	
	(2837.24)	(4514.16)	
	[1.94220]	[-1.06763]	

其中，investment 表示投资，profit 表示利润。从中不难看出，利润是投资的长期原因。这点很容易理解，正是因为企业预期到了利润，才会进行投资。不过，在短期内而这不具有格兰杰因果。同时，投资不是利润的长期和短期原因。

表7 净出口和利润协整关系

Cointegrating Eq:	CointEq1	
NX(-1)	1.000000	
PROFIT(-1)	-0.266425 (0.01515) [-17.5899]	
C	2770.621	
Error Correction:	D(NX)	D(PROFIT)
CointEq1	-1.944940 (0.50378) [-3.86066]	-4.293522 (0.82513) [-5.20348]
D(NX(-1))	1.470296 (0.39053) [3.76484]	0.732738 (0.63964) [1.14555]
D(NX(-2))	0.678963 (0.43441) [1.56296]	2.442234 (0.71150) [3.43253]
D(PROFIT(-1))	-0.174301 (0.22103) [-0.78857]	-0.495512 (0.36202) [-1.36874]
D(PROFIT(-2))	-0.517140 (0.18730) [-2.76100]	-0.247718 (0.30677) [-0.80750]
C	2030.293 (856.672)	5889.138 (1403.10)

其中， nx 表示净出口， $profit$ 表示利润。从中不难看出，双方在长期和短期内都是互为因果的。

根据上面对于收入分配和总需求的分析，如果希望提高总需求的持续性，那么就需要考虑如何理顺收入分配，即调整宏观利润在国内总收入中的比重，降低利润占比，提高劳动收入占比。这背后的原因是，在我国，过去三十年参与国际分工，对外净出口增加，提高了利润在国民收入中的比重。不过，随着利润比重的提高，工资收入占 GDP 的比重下降。这导致了前面看到的消费下降。因此，要提高消费，就需要降低利润占比。内生货币模型中，可以使用的最重要的货币政策工具就是利率，因此，可以通过调整利率水平和形成机制完成上述任务。

4.利率和收入分配

内生货币体系中，货币的数量是由经济的投资需求和银行的贷款标准决定的。在此过程中，银行确定零售利率，因此，利率对于收入分配和总需求具有重要作用。

为了看到我国的利率与宏观利润占比之间的关系，我们构造二者之间的协整关系。因为存款利率与收入更为相关，我们在这里选择了一年期定期存款利率，用变量 $interest$ 表示。

表8 利率和利润之间的协整关系

Cointegrating Eq:	CointEq1	
D(LNINTEREST(-1))	1.000000	
D(LNPROFIT(-1))	-2.338530 (0.41938) [-5.57616]	
C	0.441085	
	D(LNINTEREST	
Error Correction:	,2)	D(LNPROFIT,2)
CointEq1	-1.259224 (0.45759) [-2.75184]	0.334777 (0.21961) [1.52440]
D(LNINTEREST(-1),2)	0.061511 (0.35094) [0.17528]	-0.308794 (0.16842) [-1.83343]
D(LNINTEREST(-2),2)	0.035006	-0.127882

	(0.31381)	(0.15061)
	[0.11155]	[-0.84911]
D(LNPROFIT(-1),2)	-0.869850	0.631170
	(1.08048)	(0.51855)
	[-0.80506]	[1.21717]
D(LNPROFIT(-2),2)	-1.238514	0.344972
	(0.93335)	(0.44794)
	[-1.32695]	[0.77013]
C	-0.021801	0.005856
	(0.06427)	(0.03085)
	[-0.33921]	[0.18985]

表 8 数据表明，从长期起来看，我国的利率提高了利润，但是由于利润不利于消费的提高。所以，当前我国零售利率的管制对于总需求起到了抑制作用。我国当前的管制利率是管住存款上限，因此，我国需要进一步推进利率市场化，通过商业银行间的竞争提高存款利率，从而提高消费。

5.结论和政策建议

在 2011 年，全球复苏的步伐放缓。这是因为此次金融危机是 IT 革命之后长期经济增长的调整。IT 革命导致生产率上升，推动投资增加，而资本深化的结果是导致利润率下降。面对利润率下降，美国采用了扩大政府负债和消费贷款的方式，并在此过程中开发出了基于次级抵押贷款的各种衍生品。因为美元的国际储备地位，美国政府债务相对安全，而消费信贷则蕴含着危机，具体体现在了此次的次级抵押贷款衍生品上。进而，通过银行信贷标准提高，产生信贷紧缩，金融危机蔓延至实体经济。因此，美国等发达市场经济体要走出此次金融危机的困境，需要一次新的技术革命。不过，当前并没有出现新一轮技术革命的苗头。世界经济处于无创新复苏中。因此，这次复苏将是缓慢的进程。未来一年，世界经济形势难以有大的起色。

在这样的环境中，我国的外需面临着巨大的挑战。为此，我国需要大力促进内需的可持续发展。通过本研究，我们发现，我国的利润占比提高阻碍了消费比重的上升。在内生货币环境中，要想解决这个问题需要调整利率形成机制。为此，本研究建议在未来稳步推进利率市场化改革，增强商业银行对于自身产品的定价权，使得金融产品起到提高劳动者收入占比的功能，存进内需的可持续发展。

参考文献：

Anderson, Leonall C. and Jordan, Jerry L. "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1968, (November), pp. 11-24.

- Balbach, Anatol B.** "How Controllable Is Monetary Growth." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1981, 63(4), pp. 3-12.
- Bofinger, Peter.** *Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- Brunner, Karl.** "The Role of Money and Monetary Policy." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1968, 50(7), pp. 8-24.
- Geiger, Michael.** "Monetary Policy in China (1994-2004): Targets, Instruments and Their Effectiveness," *Würzburg Economic Papers No. 68*. 2006.
- Holmes, Alan R.** "Operational Constraints on the Stabilization of Money Supply Growth," *Controlling Monetary Aggregates, Proceedings of the Monetary Conference*. Nantucket Island, 1969, pp.65-82.
- Lavoie, M. .** "A Primer on Endogenous Credit-Money," in L.-P. Rochon and S. Rossi, eds, *Modern Theories of Money: The Nature and Role of Money in Capitalist Economics*. Edward Elgar Publishing Limited, 2003,
- Lavoie, M. .** "Endogenous Money: Accommodationist," in P. Arestis and M. Sawyer, eds, *A Handbook of Alternative Monetary Economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2007,
- Meltzer, Allan H.** "Comment on Federal Reserve Control of the Money Stock." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1982, 14(4).
- Moore, Basil J.** *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- Nell, Kevin S.** "The Endogenous/Exogenous Nature of South Africa's Money Supply under Direct and Indirect Monetary Control Measures," *Working Paper*. 1999.
- Wray, L. Randall.** *Money and Credit in Capitalist Economies: The Endogenous Money Approach* Aldershot, UK: Edward Elgar, 1990.
- 包祖明. "我国基础货币管理的难点及对策." *财经问题研究*, 2002, (12).
- 陈学彬. "我国近期货币乘数变动动态势及影响因素的实证分析(下)." *金融研究*, 1998, (2).
- 黄燕芬. "我国货币乘数稳定性的实证分析." *财贸经济*, 2006, (3).
- 胡援成. "中国的货币乘数与货币流通速度研究." *金融研究*, 2000, (9).
- 姜永宏; 刘晓娜和朱锦峰. "我国近期货币乘数变动与货币控制." *南方金融*, 2007, (8).
- 李治国. "基础货币、货币乘数与货币当局资产负债结构的关系研究——基于中国1994~2006年季度数据的实证分析." *数量经济技术经济研究*, 2007, (11).
- 唐彬. "中国货币供给内生性分析." *统计与决策*, 2006, (3).
- 王彩玲. "内生货币创造过程: 理论阐述与实证检验." *南开经济研究*, 2002, (4).
- 王兰芳. "内生货币供给理论分析与实证检验." *南开经济研究*, 2001, (3).
- 汪洋. "中国 m2/Gdp 比率问题研究述评." *管理世界*, 2007, (1).
- 赵留彦、王一鸣. "中国货币流通速度下降的影响因素: 一个新的分析视角." *中国社会科学*, 2005, (4).
- . "我国近期货币乘数变动动态势及影响因素的实证分析(上)." *金融研究*, 1998b, (1), pp. 11-15.
- 叶光、张晓峒、聂巧平. "中国货币需求的协整分析和结构 vecm 估计." *世界经济*, 2007, (7).

于泽. "我国 M2 顺周期性的原因分析——货币供给内生性的视角." *管理世界*, 2008, (12).

张勇、范从来. "货币需求函数结构稳定性的实证分析——来自政策变动、经济稳定预期不稳定的证据." *管理世界*, 2006, (2).

曾利飞、李治国、徐剑刚. "中国金融机构的资产结构与货币流通速度." *世界经济*, 2006, (8).