

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

OS EFEITOS DA POLITICA FISCAL SOBRE A ECONOMIA

*Um estudo dos efeitos da redução das alíquotas do Imposto sobre Produtos  
Industrializados sobre a indústria automotiva*

Pedro Furtado Moreira Monteiro de Barros

No Matrícula: 1110656

Orientador: Eduardo Zilberman

Junho 2015

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

OS EFEITOS DA POLITICA FISCAL SOBRE A ECONOMIA

*Um estudo dos efeitos da redução das alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados  
sobre a indústria automotiva*

Pedro Furtado Moreira Monteiro de Barros

No Matrícula: 1110656

Orientador: Eduardo Zilberman

Junho 2015

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”

---

Pedro Furtado Moreira Monteiro de Barros

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

## **Agradecimento**

Dedico este trabalho a minha família, minha querida namorada e amigos. Sem vocês minha caminhada ao longo dos últimos anos teria sido impossível.

Em especial, agradeço à minha avó, Arly Furtado Moreira e meu avô, Edson Gonçalves Moreira, pelos ensinamentos e o amor incondicional. Não poderia deixar de agradecer à minha mãe, Denise Furtado Moreira, minha maior inspiração e meu maior orgulho.

## Sumário

Índice de Tabela .....	5
Índice de Gráficos.....	6
I – Introdução .....	7
II – Background .....	12
III – Base de Dados e Estratégia Empírica .....	18
IV – Resultados .....	23
IV.I – Resultados Principais .....	23
IV.II – Robustez .....	26
IV.III – Tabelas .....	32
V – Conclusão .....	35
VI – Bibliografia .....	37

## Índice de Tabelas

Tabela 1 – Alterações na alíquota do Imposto sobre Produto Industrializado de acordo com o tipo de veículo .....	16
Tabela 2 – Linha histórica com os principais acontecimentos relacionados a política fiscal de alteração de alíquota do Imposto sobre Produto Industrializado.....	17
Tabela 3 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Maio de 2012 .....	24
Tabela 4 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Maio de 2012 .....	25
Tabela 5 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Março de 2012 .....	27
Tabela 6 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Março de 2012 .....	29
Tabela 7 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Outubro de 2011 .....	30
Tabela 8 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Outubro de 2011 .....	32
Tabela 9 – Modelo 1 – Resumo dos Resultados .....	34
Tabela 10 – Modelo 2 – Resumo dos Resultados .....	34

## **Índice de Gráficos**

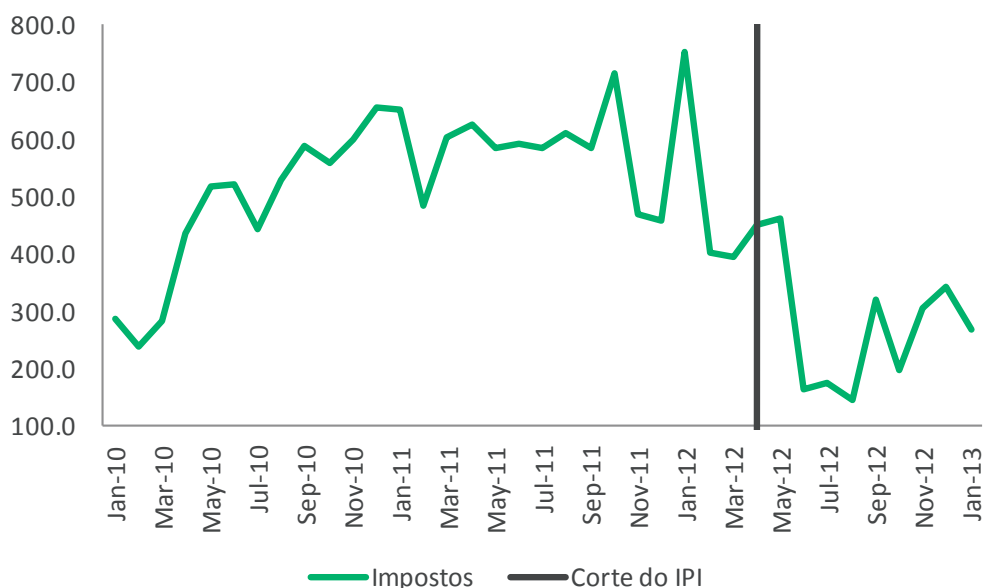
Gráfico 1 –Arrecadacao do Imposto sobre Produtos Industrializados sobre Automóveis, 2010-2013.....	7
Gráfico 2 – Estoques de Automóveis, 2010-2013.....	8
Gráfico 3 – Número de Pessoas Empregadas no Setor Automotivo, 2010-2013.....	9
Gráfico 4 – Número de Licenciamentos de Automóveis, 2011-2012 .....	10
Gráfico 5 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Maio de 2012 .....	23
Gráfico 6 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Maio de 2012 .....	25
Gráfico 7 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Março de 2012 .....	27
Gráfico 8 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Março de 2012 .....	28
Gráfico 9 – Modelo 1 – Estimativas a partir de Outubro de 2011 .....	30
Gráfico 10 – Modelo 2 – Estimativas a partir de Outubro de 2011 .....	31

## **I – Introdução**

Em maio de 2012, o governo brasileiro decidiu estimular a economia através de alterações nas alíquotas do Imposto sobre o Produto Industrializado. Não era a primeira vez que a medida fora utilizada, já que em 2008, o governo utilizou a mesma política para tentar estimular o país em meio ao ambiente de crise global.

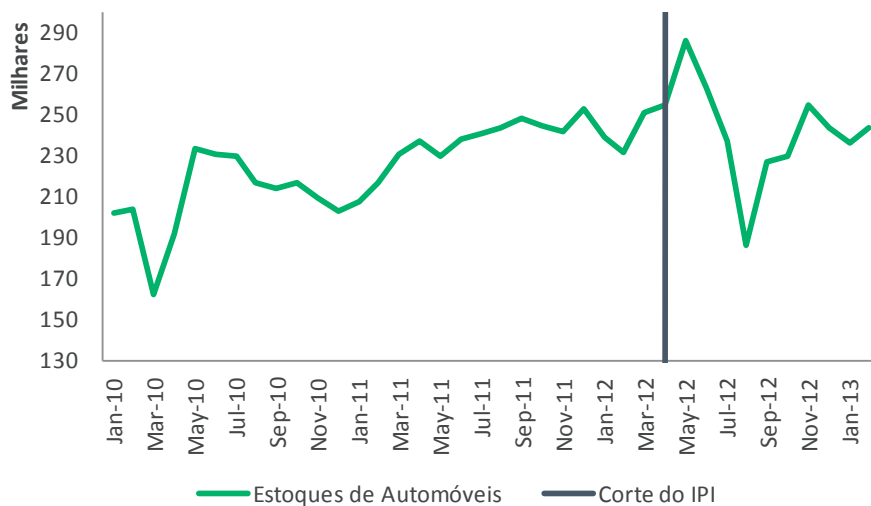
As mudanças que ocorreram após maio de 2012 chamam a atenção e exigem um trabalho mais detalhado a cerca do tema. Abaixo, discuto algumas mudanças ocorridas na economia brasileira que motivaram um estudo mais detalhado do tema.

Iniciarei demonstrando o custo da política. Para veículos até 1000 cilindradas, a alíquota foi zerada, enquanto que outros tipos de veículos tiveram outras reduções de cerca de metade da alíquota anterior. O gráfico abaixo mostra a arrecadação do governo com o Imposto sobre o Produto Industrializado de Automóveis. Os dados do eixo vertical estão em milhões de reais. O que vemos é que a política teve um custo significativo para o governo que arrecadava cerca de 500 milhões de reais por mês com o Imposto e caiu para menos de 200 milhões de reais nos meses seguintes ao corte. Resta saber se essa redução realmente foi capaz de estimular a economia.

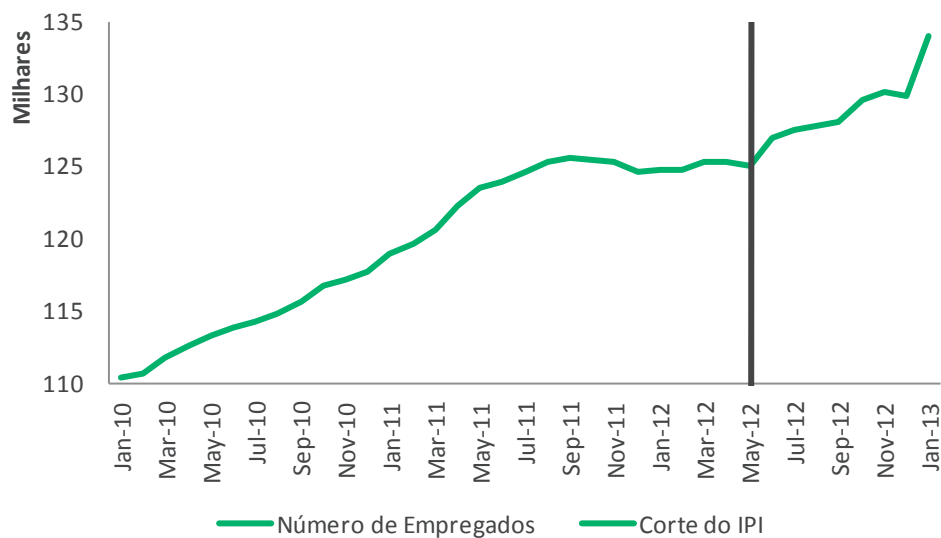




Os dados parecem indicar que sim. O gráfico abaixo ilustra a evolução dos estoques de veículos no varejo. O eixo vertical indica o número de carros no estoque em milhares de unidades. O que vemos é que nos meses seguintes ao corte do IPI os estoques caíram de cerca de 286 mil para cerca de 186 mil carros. Em seguida, os estoques gradativamente se recuperaram, mas a análise do gráfico chama a atenção para um forte aumento de demanda capaz de reduzir os estoque em 35% em um intervalo de 3 meses.



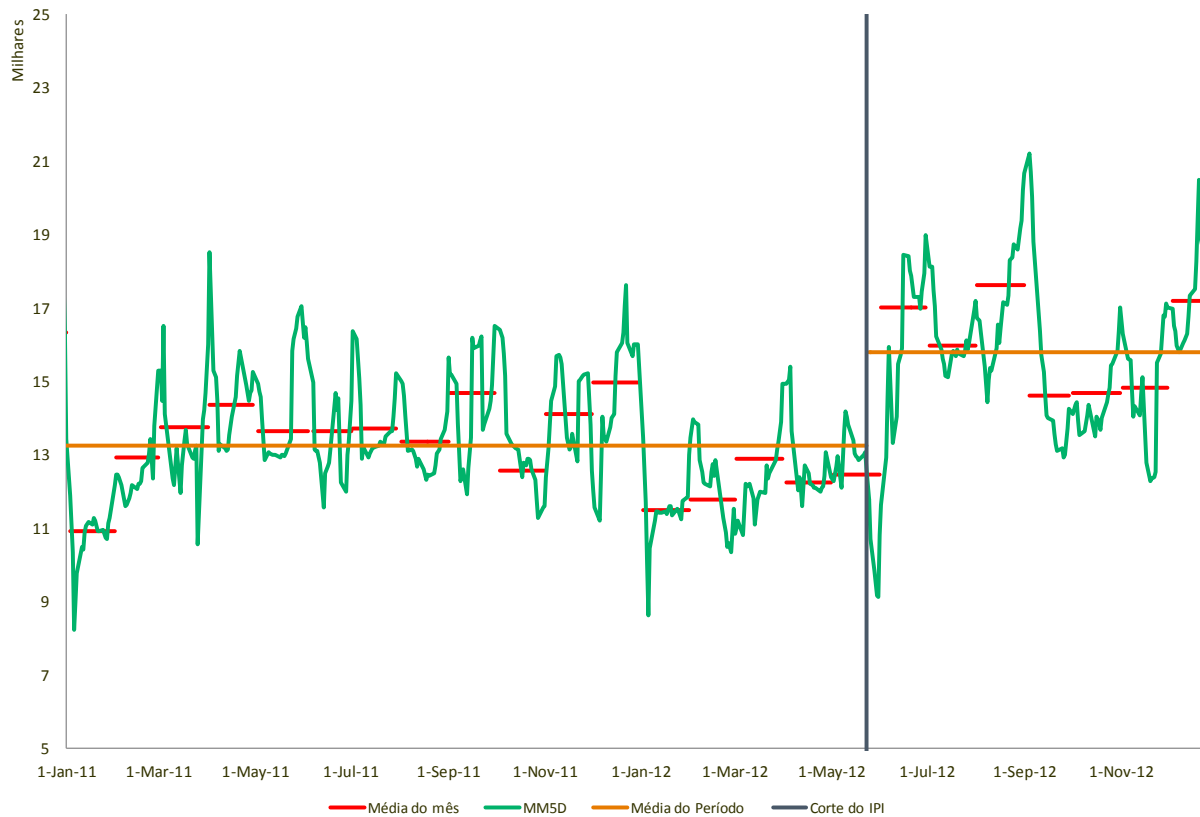
Não foram apenas os estoques que reagiram ao corte de alíquota. Se olharmos para os números de emprego no setor, houve uma forte alteração na tendência de emprego que fica bem ilustrada no gráfico abaixo. O eixo vertical indica o número de pessoas empregadas no



setor automobilístico em milhares de pessoas. O que vemos é que após um bom crescimento no emprego ao longo de 2010, o número de empregados no setor ficou praticamente estagnado entre agosto de 2011 e maio de 2012. Nesse período de dez meses iniciado em agosto de 2011, o número de empregados no setor passou de 125.300 para 125.073. Contudo, nos 10 meses seguintes ao corte do IPI, o número de empregados no setor passou de 125.073 para 134.671, o que representa uma geração líquida de um pouco mais do que 9.500 empregos no setor.

Possivelmente a informação que mais chama atenção está no gráfico abaixo. A FENABRAVE – Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores, atualiza diariamente o número de licenciamentos realizados no país. Esses dados foram coletados diariamente, de forma que obtive uma série de dados diária de licenciamento. O gráfico abaixo indica em seu eixo vertical o número de veículos licenciados por dia no Brasil em milhares de unidades. A curva verde indica a média móvel de 5 dias desses licenciamentos. A curva vermelha indica a

média de licenciamentos de cada mês. Por fim a curva laranja indica a média de veículos licenciados em dois períodos distintos: o período que vai desde o início de 2010 até o corte do IPI e o período que vai da data do corte na alíquota até o final de 2012.



O que vemos é que a média do período anterior ao corte era de 13.238 licenciamentos por dia e passou para 15.805, representando um aumento de 19,4%. Se olharmos apenas para a diferença entre as médias do mês de abril e junho vemos que o aumento foi ainda maior passando de 12.235 licenciamentos diários para 17.019 licenciamentos diários, representando um aumento de 39%.

Todas essas mudanças mencionadas servem de motivação para um estudo mais detalhado sobre o assunto. O objetivo dos próximos capítulos será confirmar se a política fiscal de redução de alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados realmente teve efeito na indústria automobilística como os números acima parecem indicar.

Por disponibilizar de uma valiosa base de dados diária, tentarei explorar esses dados para entender como teria sido o desempenho da indústria caso a política fiscal não tivesse sido adotada. Apenas dessa forma poderei avaliar se a melhora na indústria após maio de 2012 se deve efetivamente a política fiscal adotada.

## **II – Background**

O Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) é um imposto federal que incide sobre produtos industrializados, sejam eles nacionais ou estrangeiros. Nos últimos anos, o imposto foi utilizado como importante instrumento de política econômica, o que levou a diversas alterações na alíquota desde 2009.

Em dezembro de 2008, em um ambiente de instabilidade da economia mundial, o governo brasileiro decidiu reduzir as alíquotas do IPI como forma de estimular o consumo e aquecer a economia nacional. Especificamente para o caso de automóveis, as alíquotas de veículos até mil cilindradas cairiam de 7% para 0%, e para veículos entre 1000 e 2000 cilindradas passariam de 13% para 6,5%. A medida inicialmente duraria até 31 de março de 2009.

Por julgar que a redução da alíquota estava sendo bem sucedida, em 31 de março de 2009, um dia antes da recomposição da alíquota, o Ministro Guido Mantega optou por postergar por mais 3 meses, até julho de 2009, as alíquotas reduzidas. Novamente, em 29 de junho de 2009, as alíquotas reduzidas de IPI foram novamente postergadas, dessa vez para setembro. Assim, em outubro, novembro e dezembro, a alíquota seria recomposta gradualmente.

No final do ano de 2009, o Ministro da Fazenda Guido Mantega iniciou a recomposição da alíquota para os veículos movidos a gasolina, porém optou por adiar o aumento das alíquotas para os carros flex ou movidos a álcool. Em abril de 2010, finalmente a alíquota subiu para todos os veículos. A política de estímulos fiscais que inicialmente duraria apenas 3 meses, acabou sofrendo algumas mudanças no cronograma justificadas pelo bom desempenho das vendas de automóveis no período, e acabou se encerrando apenas em 2010.

Em 2012, o Ministro da Fazenda voltou a adotar a mesma política, em um processo muito similar ao que ocorreu em 2008.

No dia 21 de maio de 2012, o ministro da fazenda Guido Mantega anunciou uma série de medidas que visavam estimular a economia, especialmente focadas no setor automotivo. Foi

anunciada uma redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) especificamente para automóveis.

A redução do IPI que começava a valer a partir do dia seguinte, 22 de maio de 2012, duraria até o dia 31 de agosto de 2012. As tabelas ao final da página mostram de forma resumida, as alterações realizadas. Para veículos e montadoras instalados no Brasil, a alíquota foi zerada para os veículos de até mil cilindradas (veículos 1.0), enquanto outros veículos também apresentaram reduções da alíquota porém em menor magnitude. Veículos de mil cilindradas (1.0) à duas mil cilindradas (2.0) tiveram suas alíquotas reduzidas pela metade, assim aqueles movidos à álcool (ou flex) passaram de 11.0% para 5.5% e aqueles movidos à gasolina passaram de 13% para 6.5%.

No dia 29 de agosto de 2012, dois dias antes do fim da redução do IPI, o ministro da fazenda Guido Mantega anunciou a extensão do período de redução do IPI, estipulando o novo prazo em 31 de outubro de 2012. Assim, as alíquotas seguiriam inalteradas por mais dois meses.

Novamente, no dia 24 de outubro de 2012, sete dias antes do fim da redução do IPI, a Presidente Dilma Rousseff anunciou que o governo prorrogaria mais uma vez o fim da redução do IPI. Dessa vez, o prazo estipulado foi 31 de dezembro de 2012. O ministro Guido Mantega ressaltou na época que provavelmente essa seria a última prorrogação do IPI baixo.

A princípio, as alíquotas voltariam aos mesmo níveis anteriores ao corte de 22 de maio, ou seja, 7% para veículos até 1000 cilindradas, 11% para veículos entre 1000 e 2000 cilindradas e 13% para veículos acima de 2000 cilindradas. Contudo, novamente houve uma alteração no cronograma se ajustes. No dia 19 de dezembro de 2012, o ministro Guido Mantega anunciou um novo cronograma para o reajuste da alíquota. O anúncio era de que o IPI seria ajustado na data prevista, 1º de janeiro de 2013, porém os aumentos seriam feitos de forma gradual. Para carros de até mil cilindradas (1.0), a alíquota subiria de 0% para 2% no primeiro dia de 2013, depois, em 1º de abril de 2013 subiria para 3,5% e finalmente voltaria aos 7% em 1º de julho de 2013. Para carros de mil cilindradas (1.0) até duas mil cilindradas (2.0), o aumento em 1º de janeiro de 2013 seria de 5,5% para 7% nos carros movidos a álcool (ou flex) e de 6,5% para 8% nos carros movidos a gasolina. Depois em 1º de abril de 2013, o aumento seria de 7% para 9% nos carros a álcool (ou flex) e de 8% para 10% naqueles movidos a gasolina.

Finalmente, em 1º de julho de 2013, a alíquota voltaria ao seu valor vigente antes do início das reduções do IPI. Veículos utilitários subiriam de 1% para 2% em janeiro, de 2% a 3% em abril e, em julho, estariam de volta aos 4%.

Em 1º de janeiro de 2013, a alíquota para carros de até mil cilindradas subiu de 0% para 2%, para carros de mil cilindradas até duas mil cilindradas movidos a álcool (ou flex) subiu de 5.5% para 7% e os movidos a gasolina passaram de 6.5% para 8%. Essas alíquotas seriam mantidas até o final de 2013.

No dia 30 de março de 2013, dois dias antes do segundo reajuste da alíquota, o ministro Guido Mantega decidiu adiar os ajustes graduais do IPI novamente, dessa vez para 2014. Assim, o imposto que iria voltar a subir no dia 1º de abril de 2013, manteve sua alíquota até 31 de dezembro de 2013.

No dia 24 de dezembro de 2013, o governo voltou a alterar o cronograma, da mesma forma que havia feito em 2012. O ajuste que deveria recompor a alíquota para os níveis anteriores a maio de 2012 seria feito, porém não em sua totalidade. Assim, o IPI voltaria a subir mais uma vez de forma gradual a partir de 1º de janeiro de 2014, com um aumento pequeno em janeiro e apenas no dia 1º de julho de 2014 o IPI voltaria ao mesmo nível que no início de 2012.

No dia 1º de janeiro de 2014 as mudanças foram confirmadas. Para carros de até mil cilindradas, o IPI subiu de 2% para 3%, para carros de mil cilindradas a duas mil cilindradas movidos a álcool (ou flex) o aumento foi de 7% para 9% e aqueles movidos apenas a gasolina subiram de 8% para 10%. Veículos utilitários por sua vez subiram de 2% para 3%.

Contudo, No dia 30 de junho, um dia antes do aumento do IPI, o governo decidiu mais uma vez prorrogar o aumento final do IPI, desta vez até o final de 2014. Assim, as alíquotas estipuladas no dia 1º de janeiro se mantiveram ao longo de todo ano de 2014.

No dia 27 de novembro de 2014, a presidente Dilma Rousseff anunciou a mudança no Ministério da Fazenda. O Ministro Guido Mantega, que ocupava o cargo desde 2006 e que coordenou toda política de cortes no IPI, seria substituído em 2015 pelo novo Ministro da Fazenda, Joaquim Levy.

Em 2015, dando início a um processo de forte ajuste fiscal, o Ministro Joaquim Levy anunciou a recomposição total das alíquotas de IPI. Assim, as alíquotas para veículos até 1000 cilindradas voltaram a 7%, para veículos entre 1000 e 2000 cilindradas voltaram para 11% e para veículos acima de 2000 cilindradas as alíquotas ficaram em 13%.

Ao final do texto, uma linha do tempo organiza as ideias aqui apresentadas, demonstrando como ocorreu a evolução das alíquotas de IPI ao longo dos quatro últimos anos.

O gráfico apresentado ao final do texto mostra o número de emplacamentos de veículos diários no país. Os dados de emplacamento de carros acumulados no mês são divulgados diariamente pela Fenabrave e foram coletados diariamente de forma a calcular as variações diárias. O gráfico apresenta a média móvel de 5 dias (curva verde), a média móvel de 10 dias (curva azul) e a média de emplacamentos naquele mês (curva vermelha).

A análise do gráfico mostra uma aceleração forte nos emplacamentos no final do mês de maio de 2012, fruto da redução do IPI anunciada. Após a euforia inicial, o número de emplacamentos se reduz, porém permanece em um patamar mais elevado, já que a alíquota do IPI se manteve zerada. Alguns dias antes do fim do mês de agosto, quando acabaria a redução do IPI, os emplacamentos voltam a acelerar. No dia 29 de agosto, ocorre o anúncio de prorrogação do IPI baixo até outubro.

Em seguida, o número de emplacamentos se reduz, possível reflexo de uma antecipação das compras no final de agosto. Contudo, como o IPI permanece reduzido, a média de emplacamentos nos meses seguintes permanece acima da média anterior a redução do IPI. Ao final de outubro, quando o prazo para o fim do IPI reduzido se aproxima, os emplacamentos voltam a subir, porém de forma mais sutil. Dessa vez, a prorrogação do IPI ocorreu sete dias antes da data onde seria aumentada a alíquota, portanto é possível que a aceleração no número de emplacamentos tenha sido interrompida prematuramente.

A alíquota só veio a subir em 1º de janeiro de 2013. No final de dezembro de 2012, observa-se uma nova aceleração no número de emplacamentos, provavelmente causada pelos consumidores prevendo o aumento nos preços de veículos em janeiro. O ano de 2013 teve

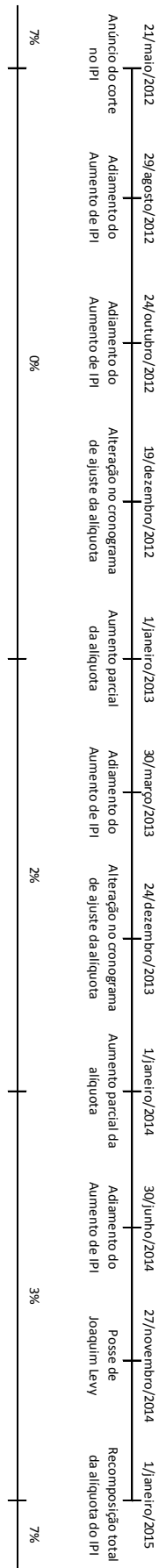


uma menor alíquota do IPI como mencionado anteriormente, sendo essa uma das causas que contribuíram para uma média de emplacamentos maior em 2013 do que era no início de 2012.

Em dezembro de 2013, as pessoas voltam a antecipar suas compras, já que o IPI voltaria a subir em janeiro. Assim, o número de emplacamentos se eleva ao final do ano de 2013 e cai no início de 2014, quando a alíquota está mais elevada. Desde então a alíquota se manteve assim como o nível dos novos emplacamentos.

As suposições feitas nos últimos parágrafos não são comprovadas estatisticamente, já que outros fatores podem ter contribuído para as variações observadas. Contudo, essas variações nos últimos anos (principalmente em 2012), coincidentes com os anúncios feitos pelo ministro Guido Mantega, servem de motivação para um estudo mais profundo dessa questão. O objetivo da minha monografia será buscar comprovações estatísticas dos efeitos da política fiscal sobre a atividade e, para isso estudarei especificamente o caso de cortes de IPI e seus efeitos sobre a indústria automotiva.

Carros e montadoras instalados no Brasil	Até 21/05/2012	De 22/05/2012 até 31/12/2012	De 01/01/2013 até 31/12/2013	A partir de 01/01/2014
Veículos até mil cilindradas (1.0)	7.0%	0.0%	2.0%	3.0%
Veículos de mil cilindradas (1.0) até duas mil cilindradas (2.0) álcool e flex	11.0%	5.5%	7.0%	9.0%
Veículos de mil cilindradas (1.0) até duas mil cilindradas (2.0) gasolina	13.0%	6.5%	8.0%	10.0%
Veículos utilitários	4.0%	1.0%	2.0%	3.0%



### **III – Base de Dados e Estratégia Empírica**

Para estudar os impactos da política de redução do IPI utilizei diversos dados com frequência diária. O principal deles foi o licenciamento de veículos diário divulgados pela Federação Nacional de Distribuição de Veículos Automotores – FENABRAVE. Ao longo dos últimos anos a FENABRAVE atualiza diariamente o valor acumulado dos licenciamentos de veículos no Brasil. Esses dados foram coletados diariamente ao longo dos últimos anos de forma que foi possível estimar a variação diária nos licenciamentos. Como o motorista necessita do Certificado de Registro e Licenciamento do Veículo (CRLV) para poder conduzir o veículo, o número de licenciamentos é uma boa proxy para estimar as vendas no país.

Além do número de licenciamentos, foram utilizadas outras variáveis de frequência diária. Utilizei a cotação de fechamento de algumas variáveis financeiras: Certificado de Depósitos Interbancários (CDI), o Índice Bovespa (Ibovespa), o Índice Standard & Poor's 500 (S&P 500), a taxa de juros da Treasury norte-americana de 10 anos, 5 anos e 2 anos e a cotação do dólar (BRL/USD). Foram utilizadas também duas variáveis associadas a inflação: a variação diária do Monitor de Inflação da Fundação Getulio Vargas (FGV) que consiste em uma coleta preços divulgada em frequência diária e também a variação diária do subconjunto de transportes do Monitor da Inflação da FGV. Foram também incluídas as cotações de quatro commodities relacionadas a indústria automotiva: alumínio, minério de ferro, aço e o barril de petróleo do tipo Brent.

Foram também utilizadas as cotações diárias de algumas ações negociadas na Bovespa, que estão associadas ao setor automotivo. Foram usadas as cotações da ALL – América Latina Logística S.A. (ALLL3), companhia do setor de gerenciamento de concessões ferroviárias e rodoviárias; da Arteris S.A. (ARTR3), companhia do setor de gerenciamento de concessões rodoviárias; da CCR S.A. (CCRO3), companhia do setor de gerenciamento de concessões rodoviárias, aeroportuárias e de mobilidade urbana; da Localiza Rent a Car S.A. (RENT3), companhia do setor de aluguel de carros; da Marcopolo S.A. (POMO3), companhia do setor de bens industriais e bens de transporte; da Randon S.A. Implementos e Participações (RAPT3), companhia do setor de indústria e comércio de veículos automotores e rebocados e da WEG S.A. (WEGE3), companhia do setor de máquinas, equipamentos e motores.

Da mesma forma que as companhias listadas na Bovespa, utilizei as cotações de fechamento de algumas companhias conhecidas mundialmente o setor automotivo que são listadas em Bolsas de Valores fora do Brasil: Wolkswagen (VOW GR), Volvo (VOLVB SS), Toyota (TM US), Honda (HMC US), Hyundai (005380 KS), BMW (BMW GR), Peugeot (UG FP), Renault (RNO FP), Fiat (FCAU US) e Ford (F US).

A base de dados também incluía uma dummy para a última semana do mês e uma dummy para a primeira semana do mês. Em razão do recebimento de salários, é possível que o início do mês tenha as vendas de veículos positivamente impactadas, enquanto que ao final do mês, a necessidade dos vendedores de atingirem metas estimulam maiores descontos, o que poderia refletir em maiores vendas na última semana. Também foram incluídas dummies para cada mês do ano.

Em razão da alta volatilidade na amostra, a base de dados diária foi transformada em uma base de dados semanais, sendo que o valor semanal foi dado pela média das observações dos dias úteis de cada semana. Por fim, foram incluídas variáveis auto regressivas com defasagens de uma, duas, três, quatro, cinco, dez e trinta semanas.

O período usado na estimação foi a partir de maio de 2010, período após os efeitos do primeiro ciclo de cortes do IPI que foram iniciado em 2008.

O estudo consistiu em buscar encontrar uma regressão com o melhor poder preditivo para as vendas de veículos. Para isso, realizei diversas regressões em Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tendo como variável dependente os licenciamentos divulgados pela FENABRAVE e como variáveis independentes diferentes combinações das variáveis acima mencionadas. Encontrada essa equação, seria possível estimar um valor de vendas de veículos a partir de 2012 sem influência significativa do corte do IPI. Esse valor estimado então poderia ser comparado às vendas efetivas que ocorreram após maio de 2012.

Para estimar as observações futuras, a variável auto regressiva foi estimada a partir das observações já estimadas. Posto de outra forma, com a regressão estimada até a semana de 18 de maio de 2012, a observação seguinte, 25 de maio de 2012, utilizou a variável realizada da semana anterior, 18 de maio de 2012; contudo, para a segunda estimação, a variável auto

regressiva utilizou o variável estimada na semana anterior, e não o que foi efetivamente realizado na semana anterior. Dessa forma, busco evitar que as influências do IPI sobre as vendas de automóveis após 22 de maio de 2012 estejam afetando minha estimação.

Caso a política fiscal de cortes nas alíquotas do IPI para automóveis seja de fato efetiva, deveríamos verificar que a curva estimada fica bem abaixo da curva de licenciamentos efetivos.

De forma a garantir que a regressão estimada tivesse um bom poder preditivo, foram realizadas outras regressões para períodos anteriores ao corte. Dessa forma, seria possível verificar se a estimativa possui bom poder preditivo nos meses anteriores ao corte do IPI e se realmente o aumento no número de licenciamentos ocorre apenas após a alteração da alíquota de IPI. Nesse caso, uma política fiscal eficiente deveria ser indicada por curvas estimada e efetiva caminhando de forma conjunta até maio de 2012, momento em que o valor efetivo passaria a ser maior que o estimado, fruto do estímulo fiscal estipulado.

A fim de buscar a regressão com melhor poder preditivo, duas métricas foram usadas para seleção das variáveis: o R2 do modelo estimado e uma medida de capacidade preditiva. Essa medida de capacidade preditiva, consiste na soma das diferenças entre as curvas estimada e efetiva elevada ao quadrado e então dividida pelo número de observações. A medida de capacidade preditiva foi estimada para o período desde o início da estimação até a semana anterior ao corte do IPI, ocorrido em 21 de maio de 2012. Assim, realizei diversas regressões com as variáveis acima mencionadas, buscando um R2 razoavelmente elevado ao mesmo tempo em que minha medida de capacidade preditiva se mantivesse em patamares reduzidos, indicando pouca diferença entre a estimativa e a realidade no período até maio de 2012.

Duas regressões foram selecionadas com base nos critérios de melhor medida de capacidade preditiva e R2 da regressão. Essas duas regressões foram, portanto, consideradas aquelas que teriam a melhor capacidade de representar o desempenho da indústria automotiva a partir de maio de 2012 em um cenário que não houvessem as reduções do IPI.

A primeira regressão tinha como variáveis independentes a variação no Monitor Diário de Inflação da Fundação Getúlio Vargas para o grupo de transportes (coletatrans), o Certificado

de Depósito Interbancário (cdi), o preço do alumínio (alum), a cotação da ação da companhia Arteris S.A. (arteris), a cotação da ação da companhia Randon S.A. Implementos e Participações (randon), a cotação da companhia WEG S.A. (weg), a cotação internacional das ações das companhias Toyota Motor Corporation (toyota), Honda Motor Co. (honda) e Renault S.A. (renault), a taxa de juros de um título dos Estados Unidos com prazo de 2 anos (trsydois), uma variável auto regressiva com lag de 1 semana (licentotm1) e por fim, uma constante (const).

Essa regressão foi selecionada pois apresentou a melhor capacidade preditiva nos meses anteriores ao corte do IPI, realizado em maio de 2012. Pode ser argumentado que os resultados obtidos poderiam estar contaminados pelo fato de que algumas variáveis dependentes foram fortemente impactadas pela alteração do imposto, como é o caso principalmente das ações da Arteris, WEG e Randon. Contudo, esse efeito deveria afetar a minha estimação no sentido de encontrar impactos do corte do IPI. Posto de outra forma, caso os efeitos do IPI sejam significativos mesmo com essas variáveis, isso deveria corroborar ainda mais a hipótese de que o corte de imposto teve um real impacto na indústria de automóveis.

A segunda regressão utilizada busca justamente eliminar esse tipo de contaminação. Com este objetivo, foram selecionadas apenas variáveis que não são impactadas pelo corte do IPI, como é o caso do preço internacional de commodities, variáveis financeiras dos Estados Unidos como a Treasury e o S&P 500 e a cotação de algumas companhias de automóveis no exterior, que tem no Brasil uma parcela pouco significativa de seu resultado, sendo razoável supor que sua cotação sofreu pouco impacto da mudança de alíquota no Brasil.

Foram selecionadas nessa regressão como variável independentes o preço do barril de petróleo tipo Brent (brent), o preço do minério de ferro (minerio), o preço do aço (aco), o preço do alumínio (alum), o Índice S&P 500 (sep), a taxa de juros do título de 10 anos norte americano (trsydez), a taxa de juros do título de 2 anos norte americano (trsydois), a cotação da Volkswagen (vw), da Volvo (volvo), da Toyota (toyota), da Honda (honda), da BMW (bmw), da Peugeot (peugeot) e da Renault (renault), uma dummy para última semana do mês (dummyfim), uma variável auto regressiva com lag de 1 semana (licentotm1) e uma constante

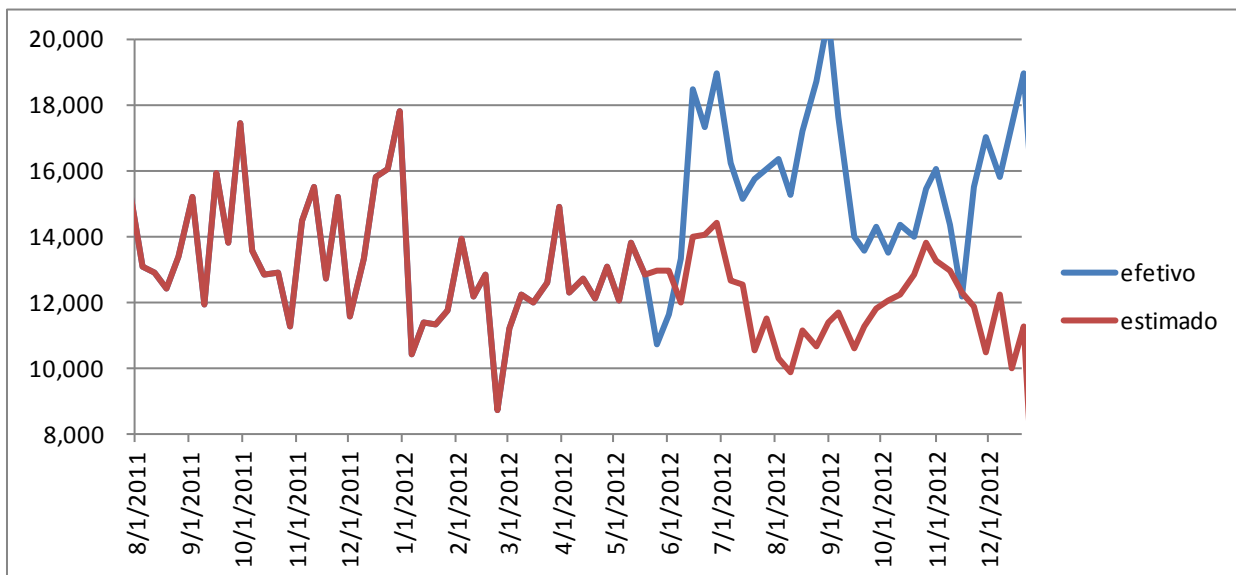
(const). Essa regressão foi selecionada também por apresentar uma boa capacidade preditiva nos meses anteriores a maio de 2012 e por não ter nenhuma variável diretamente impactada pela mudança na alíquota do IPI.

## IV – Resultados

### IV.I – Resultados Principais

Os resultados que serão apresentados nesse capítulo referem-se as duas regressões descritas no capítulo anterior. Vou me referir a primeira regressão que contém variáveis independentes nacionais (WEG S.A., Arteris S.A., entre outros) como sendo o “Modelo 1”. Vou me referir a segunda equação que contém variáveis independentes na afetadas pelo IPI (commodities, ações estrangeiras e variáveis financeiras norte americanas) como sendo o “Modelo 2”.

O modelo foi gerado a partir de observações semanais desde maio de 2010 até 18 de maio de 2012, a última semana anterior ao corte do IPI, ocorrido em 22 de maio de 2012. O gráfico abaixo ilustra duas curvas para o Modelo 1: a curva efetiva indica como foi o desempenho dos licenciamentos de automóveis ao longo do ano de 2012, enquanto que a curva estimada é a representação do que deveria ocorrer caso não houvesse cortes da alíquota do IPI. O eixo vertical indica os licenciamentos ocorridos em média em cada dia da semana em questão, e o eixo horizontal mostra as datas no período que vai desde os últimos meses de 2011 até o final de 2012.





O gráfico deixa claro que há uma variação abrupta nas vendas estimadas e efetivas, indicando que realmente os licenciamentos foram bem maiores após a redução da alíquota. Parece portanto que a política fiscal de estímulos teve efeito significativo sobre a indústria automobilística.

Vale destacar que logo após o resultado, ocorre uma queda nos licenciamentos efetivos. Isso pode ser explicado pelo fato de que o aumento de vendas se reflete com atraso sobre os licenciamentos, já que os licenciamentos não são necessariamente realizados no dia das vendas.

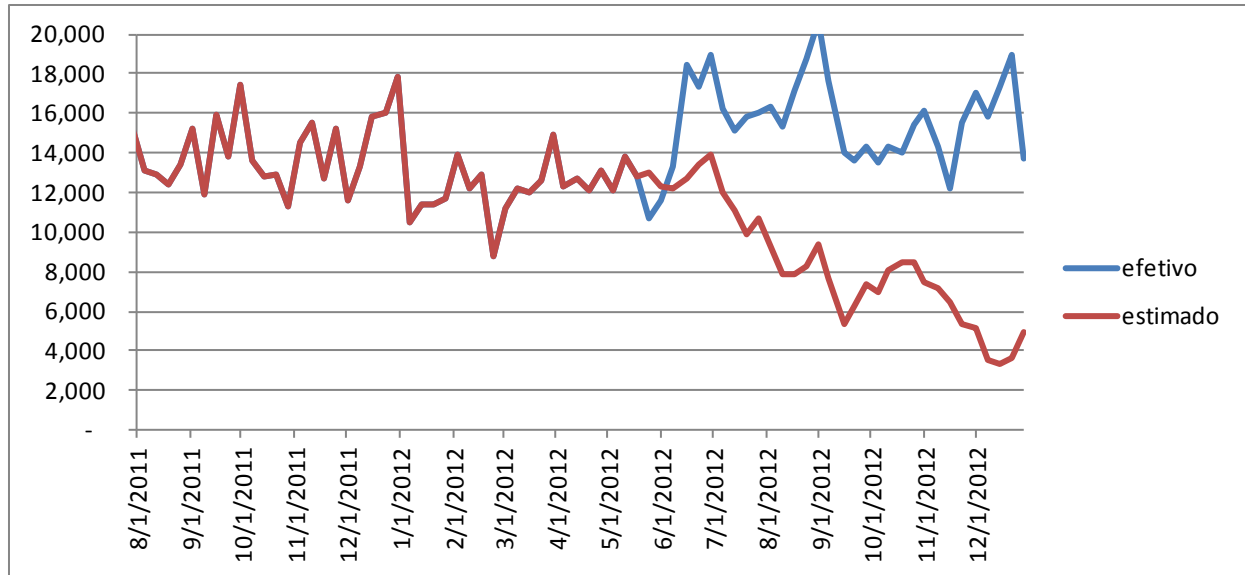
Abaixo segue a tabela com os resultados do modelo.

**Model 1: OLS, using observations 2010/05/07-2012/05/18 (T = 107)**

**Dependent variable: licentot**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-5289.941069	4812.183883	-1.099280742	0.274423639
coletatrans	-1263.460756	459.1799177	-2.751559263	0.007103845
cdi	1459.943612	430.8750478	3.388322482	0.001024959
alum	-6.162866994	2.480727347	-2.484298406	0.014731315
random	970.7165595	326.9212306	2.969267422	0.00377877
arteris	837.7701535	215.3077891	3.891035049	0.000185212
weg	711.1952132	233.3655752	3.047558375	0.002987579
licentotm1	-0.194709401	0.099726909	-1.952425905	0.053831413
toyota	-334.3404745	89.78623832	-3.723738523	0.000332838
honda	709.0648672	204.4693013	3.467830441	0.00079002
renault	-381.4508029	121.6764765	-3.134959311	0.002287206
trsydois	10825.91399	2435.71647	4.444652785	2.38E-05
Mean dependent var	13402.84548	S.D. dependent var	2107.307905	
Sum squared resid	286237050.5	S.E. of regression	1735.805745	
R-squared	0.39191542	Adjusted R-squared	0.321505627	
F(11, 95)	5.566206082	P-value(F)	8.09E-07	
Log-likelihood	-943.5997821	Akaike criterion	1911.199564	
Schwarz criterion	1943.27351	Hannan-Quinn	1924.201915	
rho	0.076607343	Durbin-Watson	1.845514836	

O Modelo 2 indica resultados muito similares. O mesmo procedimento foi realizado e o mesmo gráfico foi gerado. Abaixo estão demonstrados os desempenhos estimados e efetivos dos licenciamentos em 2012 e também a tabela com o resumo dos resultados.



Model 2: OLS, using observations 2010/05/07-2012/05/18 (T = 107)

Dependent variable: licentot

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	9541.47807	7632.106811	1.250176171	0.214476088
brent	-26.06900798	64.43951629	-0.404550026	0.686768141
sep	13.80833143	9.862763625	1.400046879	0.164937123
minerio	-61.62713418	36.7859376	-1.675290565	0.097348482
aco	6.001289946	2.591348411	2.31589466	0.022836299
alum	-5.924766039	3.370085462	-1.758046229	0.082139406
dummyfim	607.3752298	429.6736772	1.413573281	0.160936812
licentotm1	-0.029628817	0.097547483	-0.303737375	0.762029067
vw	-86.4010829	50.01991775	-1.727333566	0.087538139
volvo	-97.69687279	59.66819962	-1.63733569	0.10505235
toyota	-230.3584898	93.40097736	-2.466339179	0.015544737
honda	136.6101794	210.0762082	0.650288677	0.517162342
bmw	309.8083677	111.0512327	2.789778737	0.00643773
peugeot	734.7094575	241.6845915	3.039951587	0.003098262
renault	-102.6964034	137.1868827	-0.74858763	0.456057688
trsydez	-6872.52054	2550.251734	-2.694840062	0.008402599
trsydois	19785.022	5890.998646	3.358517492	0.001150296
Mean dependent var	13402.84548	S.D. dependent var	2107.307905	
Sum squared resid	305171958.6	S.E. of regression	1841.412376	
R-squared	0.35168993	Adjusted R-squared	0.236434807	
F(16, 90)	3.051403874	P-value(F)	0.000410883	
Log-likelihood	-947.02673	Akaike criterion	1928.05346	
Schwarz criterion	1973.49155	Hannan-Quinn	1946.473458	
rho	-0.008468209	Durbin-Watson	1.997370184	

O Modelo 2 apresenta da mesma forma uma queda inicial nos licenciamentos efetivos na semana em seguida ao corte pelo mesmo motivo de que os licenciamentos refletem com um certo atraso o aumento de vendas.

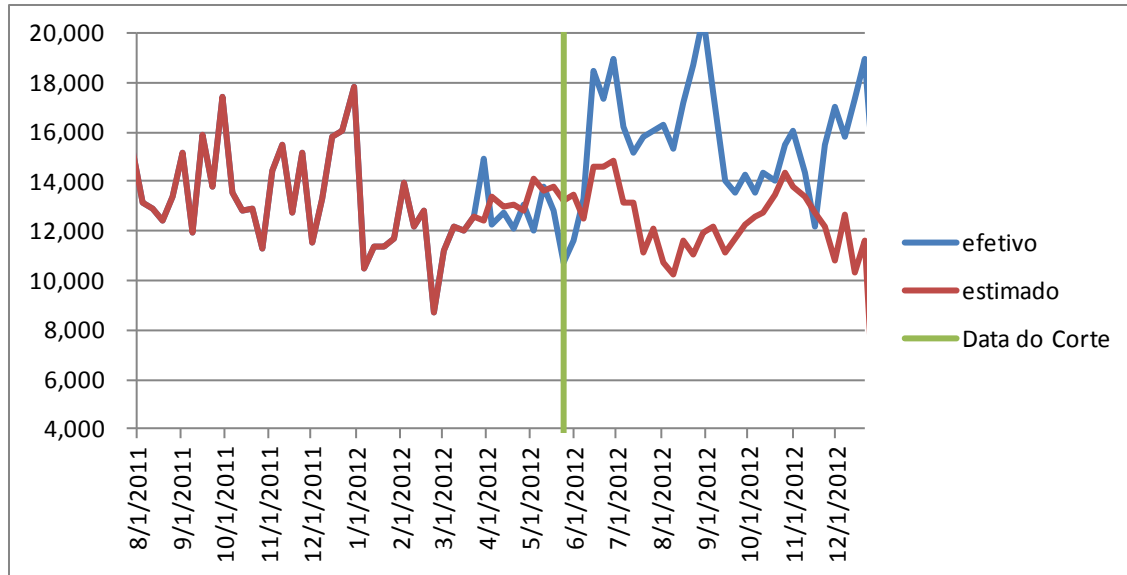
Os resultados levam a mesma conclusão de que a política fiscal de alteração do IPI foi efetiva no período. Assim, o Modelo 2 pode confirmar as conclusões do Modelo 1, sendo que no Modelo 2 as variáveis incluídas não são diretamente impactadas pelo corte de IPI no Brasil.

#### **IV.II – Robustez**

Os resultados parecem confirmar a hipótese de que política fiscal de cortes no Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) realmente afetou a indústria automotiva. Contudo, ainda não temos uma boa confirmação de que a curva estimada representa uma boa medida do que aconteceria na ausência dos cortes no IPI, dito de outra forma, é preciso ainda confirmar se as estimações apresentam uma boa capacidade preditiva para o futuro.

A fim de testar a qualidade das estimações futuras, optei por testar como ela teria previsto os meses anteriores ao corte. Uma regressão que apresentasse uma boa correlação com a realidade nos meses anteriores a maio de 2012, poderia ser uma boa estimativa para o futuro. Caso a política fiscal fosse realmente efetiva, os licenciamentos estimados e os efetivos deveriam caminhar juntos até maio de 2012 quando a mudança de alíquota causaria um choque nos licenciamentos sem causar impacto de igual magnitude nas outras variáveis, e assim sem causar o mesmo impacto nas estimativas.

O primeiro teste de robustez foi feito com a estimação do modelo até 23 de março de 2012, dois meses antes do efetivo corte de alíquota. Abaixo está ilustrado o gráfico referente ao Modelo 1. A reta verde sinaliza a data do corte. Pelo gráfico vemos claramente que as curvas efetivas e estimada se descolam a partir da data do corte, o que indica o efeito do corte do IPI.



Abaixo segue a tabela com os resultados do modelo estimado:

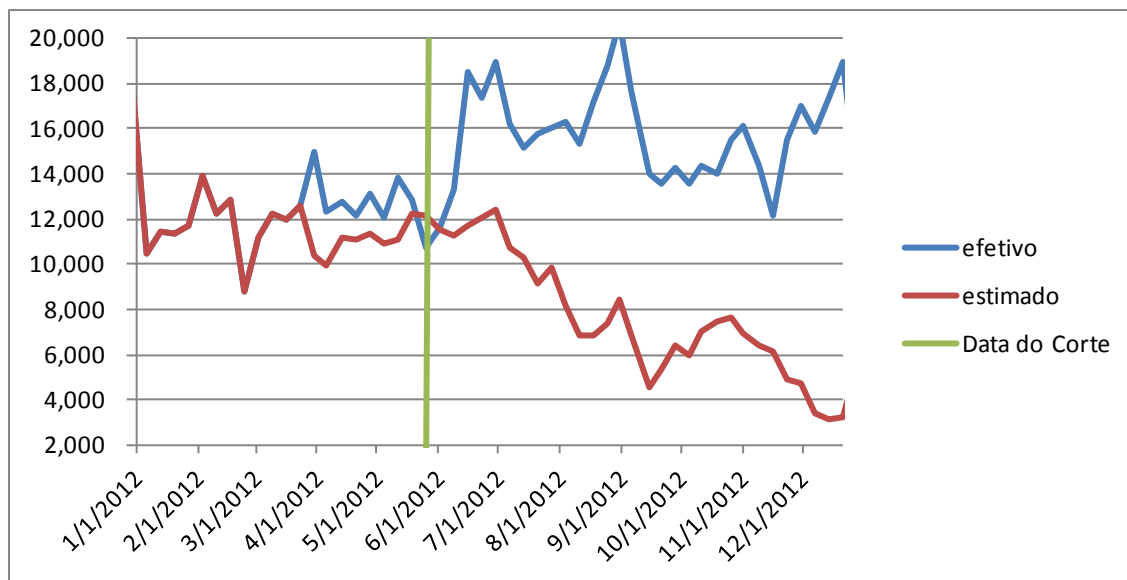
**Model 1: OLS, using observations 2010/05/07-2012/03/23 (T = 99)**

**Dependent variable: licentot**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-4631.736231	4993.016359	-0.927642911	0.356159262
coletatrans	-1418.607464	490.7057097	-2.890953653	0.004849334
cdi	1376.158786	475.3886509	2.894807824	0.004795433
alum	-5.875513989	2.713044915	-2.165653048	0.03307407
random	925.1633353	364.2625914	2.539825272	0.012866899
arteris	922.4152514	277.7664183	3.320830707	0.001313087
weg	728.3311299	244.0041093	2.984913377	0.003682272
licentotm1	-0.200367787	0.103883698	-1.928770269	0.057019876
toyota	-359.2578615	94.78133285	-3.790386257	0.000276707
honda	732.5103393	214.1182176	3.421055655	0.000952181
renault	-391.1917346	135.979926	-2.876834443	0.005051593
trsydois	11499.38737	2664.69041	4.31546844	4.20E-05
Mean dependent var	13436.8638	S.D. dependent var	2172.400825	
Sum squared resid	275139595.1	S.E. of regression	1778.348695	
R-squared	0.405095711	Adjusted R-squared	0.329877927	
F(11, 87)	5.385637426	P-value(F)	1.83E-06	
Log-likelihood	-874.9395449	Akaike criterion	1773.87909	
Schwarz criterion	1805.020528	Hannan-Quinn	1786.478966	
rho	0.095444582	Durbin-Watson	1.807933774	

Em seguida, repeti o mesmo processo para o Modelo 2, novamente com o objetivo de comprovar os resultados encontrados no Modelo 1, porém com variáveis não impactadas pelo

IPI. Novamente, o modelo mostra que o descolamento das curvas ocorre a partir da data de corte.



Abaixo a tabela resume os resultados encontrados no Modelo 2.

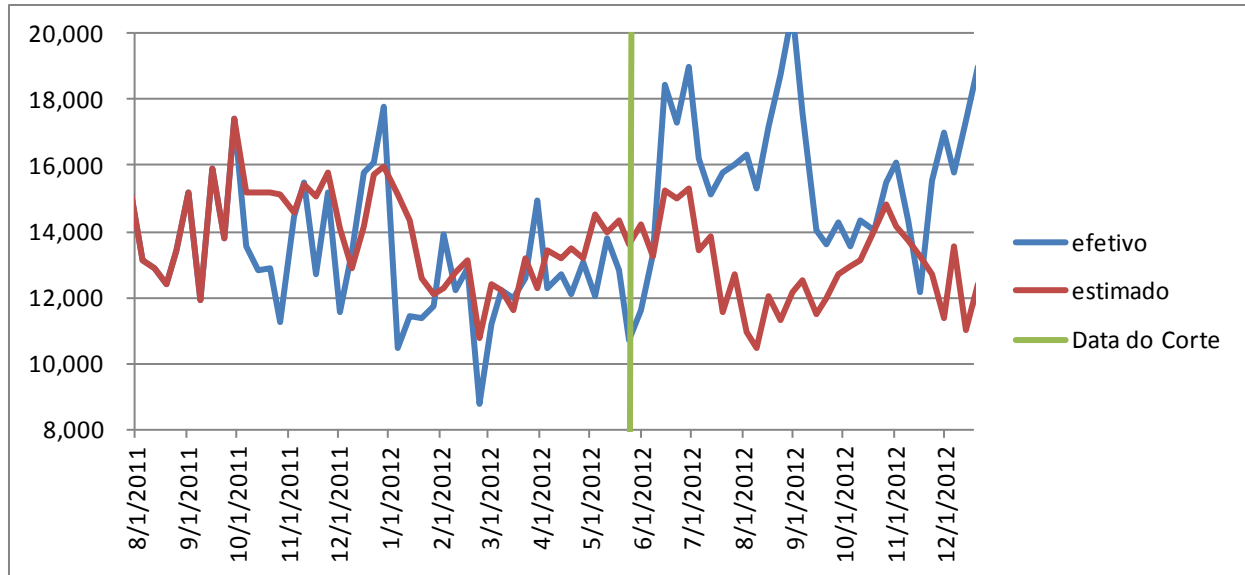
**Model 2: OLS, using observations 2010/05/07-2012/03/23 (T = 99)****Dependent variable: licentot**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	6252.938741	9376.822725	0.666850481	0.50669527
brent	-82.10389559	84.32434549	-0.973667748	0.333017113
sep	18.68014974	12.08007692	1.546360166	0.125776998
minerio	-16.04375226	37.50501852	-0.427776146	0.669908823
aco	2.757278621	2.742593812	1.005354351	0.317613573
alum	-2.936687932	3.966552209	-0.740362859	0.461144273
dummyfim	511.3745816	482.4822245	1.059882739	0.292236068
licentotm1	0.015252173	0.105468895	0.144612996	0.885362845
vw	-101.0727928	65.81291423	-1.535759265	0.128355688
volvo	-71.93985412	56.61140878	-1.270766011	0.207320015
toyota	-194.5587144	97.77519273	-1.989857642	0.049859648
honda	-27.83249205	234.6558494	-0.118609837	0.905867657
bmw	291.8701296	116.9755175	2.495138606	0.014548166
peugeot	327.3296057	213.0305828	1.536538094	0.128164823
renault	-46.30237197	143.9481415	-0.321660089	0.748509277
Mean dependent var	13436.8638	S.D. dependent var	2172.400825	
Sum squared resid	331187891.6	S.E. of regression	1985.6266	
R-squared	0.283908602	Adjusted R-squared	0.164560036	
F(14, 84)	2.378818709	P-value(F)	0.007705153	
Log-likelihood	-884.117205	Akaike criterion	1798.23441	
Schwarz criterion	1837.161208	Hannan-Quinn	1813.984255	
rho	-0.00148363	Durbin-Watson	1.98889029	

Neste momento, parece claro que o Modelo 1 representa uma ótima medida para prever o desempenho futuro dos licenciamentos de automóveis. Mais do que isso, o Modelo 1 indica que os licenciamentos ficaram acima do que era esperado para o período apenas a partir do corte do IPI ocorrido no final de maio de 2012.

Apesar de não apresentar uma capacidade preditiva tão precisa quanto a do Modelo 1, o Modelo 2 confirma as conclusões do primeiro modelo, sendo que são utilizadas apenas variáveis não contaminadas pela mudança no IPI.

Apesar dos bons resultados encontrados, era preciso fazer um estudo do poder preditivo dos Modelos para um período mais longo, de forma a garantir que essa capacidade preditiva durasse por mais do que apenas dois meses. Na tentativa de confirmar ainda mais a hipótese inicial, fiz uma estimação do período entre maio de 2010 até o início de outubro de 2011, 8 meses antes da data de corte nas alíquotas do IPI.



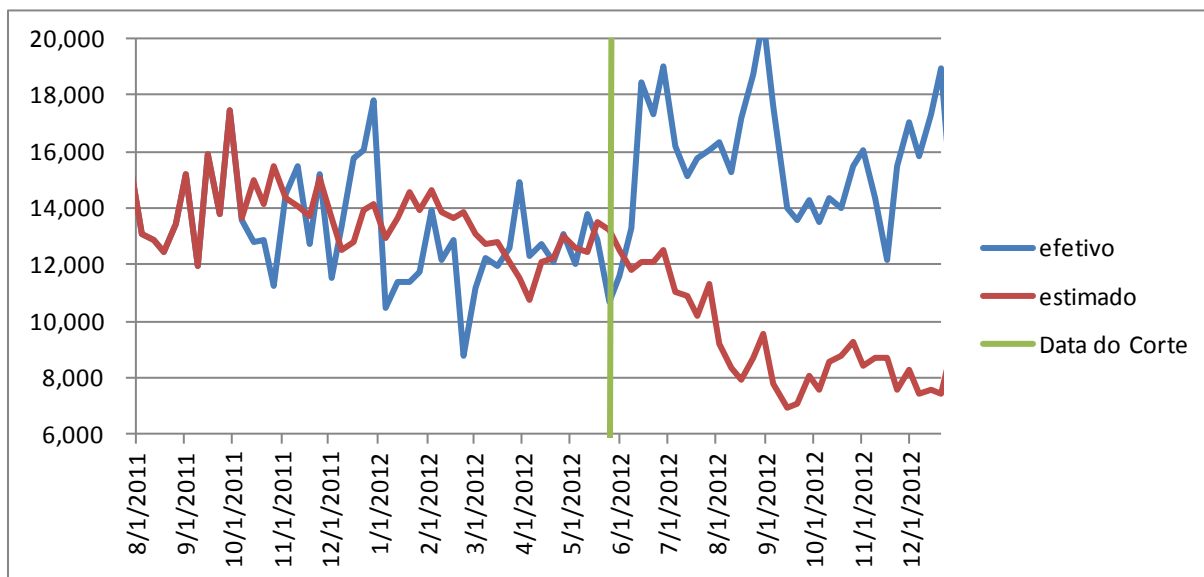
Novamente o gráfico indica um bom poder preditivo entre outubro de 2011 e maio de 2012. Contudo, as curvas se descolam após a data do corte da alíquota, indicando novamente que a política fiscal afetou os licenciamentos. Abaixo, a tabela resume os resultados.

**Model 1: OLS, using observations 2010/05/07-2011/10/07 (T = 75)**

**Dependent variable: licentot**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-4007.852746	8638.754867	-0.463938705	0.644290758
coletatrans	-1586.358965	559.1954728	-2.836859456	0.006120588
cdi	1583.081466	869.706963	1.820246972	0.073472071
alum	-6.46988917	3.313530252	-1.952566803	0.055317361
random	637.4357284	541.5003815	1.177165797	0.243557586
arteris	925.5285156	503.5520174	1.837999817	0.070778132
weg	1007.224536	306.1947373	3.289490031	0.001645682
licentotm1	-0.279282113	0.118009935	-2.366598311	0.02103907
toyota	-396.5230312	117.931894	-3.362305293	0.001318271
honda	776.1200474	233.8696411	3.318601097	0.001506519
renault	-393.1083285	149.8582601	-2.623200938	0.010912503
trsydois	10779.9081	3192.842637	3.376272908	0.001262951
Mean dependent var	13601.69511	S.D. dependent var	2198.640627	
Sum squared resid	191229489.9	S.E. of regression	1742.236703	
R-squared	0.465417609	Adjusted R-squared	0.372077826	
F(11, 63)	4.986272686	P-value(F)	1.57E-05	
Log-likelihood	-659.6015151	Akaike criterion	1343.20303	
Schwarz criterion	1371.012888	Hannan-Quinn	1354.307201	
rho	0.02105167	Durbin-Watson	1.944812758	

Da mesma forma, o Modelo 2 foi estimado para o período de maio de 2010 a outubro de 2011 com o objetivo de confirmar os resultados do Modelo 1. Mais uma vez, os resultados parecem ter sido confirmados. Abaixo o gráfico mostra o descolamento das curvas estimada e efetiva após a data do corte da alíquota. Em seguida, a tabela resume os resultados encontrados.





**Model 2: OLS, using observations 2010/05/07-2011/10/07 (T = 75)**

**Dependent variable: licentot**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	27293.59076	10455.10984	2.61055036	0.011485303
brent	-1.401840762	101.9431978	-0.013751195	0.989075673
sep	-2.329542878	17.34491214	-0.134306986	0.893624804
minerio	-20.79379766	50.32368617	-0.413201004	0.680983059
aco	0.850854479	3.267568989	0.260393731	0.795482323
alum	-0.282532656	4.834781434	-0.058437524	0.953601
dummyfim	691.3951229	513.0362627	1.347653515	0.183010624
licentotm1	-0.154284024	0.11790306	-1.308566745	0.195842857
vw	-47.2404488	99.57024596	-0.474443428	0.636965196
volvo	-82.98358418	67.00733425	-1.238425392	0.220547461
toyota	-277.725934	149.7823678	-1.854196445	0.068797814
honda	196.8861221	287.0935211	0.685790892	0.495577184
bmw	389.4666647	170.0673083	2.290073669	0.025672537
peugeot	656.950571	472.7497407	1.389637084	0.169950534
renault	-150.4367686	222.0574765	-0.677467703	0.500802783
trsydez	-6969.005386	3003.324318	-2.320430513	0.023856042
trsydois	21430.10508	7066.529977	3.032620699	0.00362202
Mean dependent var	13601.69511	S.D. dependent var	2198.640627	
Sum squared resid	198023885	S.E. of regression	1847.756725	
R-squared	0.446423865	Adjusted R-squared	0.293713207	
F(16, 58)	2.923331419	P-value(F)	0.001445721	
Log-likelihood	-660.9107687	Akaike criterion	1355.821537	
Schwarz criterion	1395.218835	Hannan-Quinn	1371.552446	
rho	0.002254488	Durbin-Watson	1.991228364	

#### IV.III – Tabelas

Os resultados demonstrados na última seção indicam que o efeito do IPI foi significativo na indústria. Nesta seção, me dedico a resumir os resultados obtidos nos modelos demonstrados assim. Para realizar essa tarefa, vou mensurar a diferença entre as as curvas estimada e efetiva em diferentes intervalos, os resultados serão organizados em uma tabela para cada um dos modelos.

Como medida de desempenho dos licenciamentos em cada período foi calculado para cada período a proporção de vendas efetivas acima do que foi estimado pelo modelo. Posto de outra forma, cada celular da tabela contém o valor de uma medida X, onde:

$$X = \frac{\text{Média de Vendas do Período}}{\text{Média de Vendas Estimada}} - 1$$

Essa medida foi calculada para 5 períodos distintos: os oito meses anteriores ao corte, os dois meses anteriores ao corte, os dois meses seguintes ao corte, os 4 meses seguintes ao corte e os 7 meses seguintes ao corte, que representa o do ano de 2012 após o corte do IPI. Cada um desses intervalos está representado em cada uma das colunas da tabela.

Cada linha da tabela representa uma das estimações do modelo. A estimacão 1 representa a regressão realizada com dados de maio de 2010 até outubro de 2011, e portanto as estimacões se iniciam em outubro de 2011, oito meses antes do corte do IPI. A estimacão 2 representa a regressão realizada com dados de maio de 2010 até marco de 2012, e portanto as estimacões se iniciam 2 meses antes da data de corte, por isso não há estatística X para o intervalo de 8 meses antes do corte. Por fim, a estimacão 3 representa a regressão realizada com dados desde maio de 2010 até maio de 2012, na semana anterior ao corte do IPI, por isso a estatística X foi calculada apenas para os períodos depois do corte do IPI.

A primeira tabela apresenta os resultados para o Modelo 1. Os resultados mostram claramente que os valores efetivamente realizados de licenciamentos e os valores estimados, são muito próximos até a data de corte, indicando justamente o bom poder preditivo do modelo. Após a data de corte contudo, vemos a diferença crescer de forma significativa, tendo os licenciamentos efetivos ficando cerca de 25% acima dos licenciamentos estimados, o que comprova a ideia de que o corte do Imposto sobre Produtos Industrializados teve um efeito significativo sobre os licenciamentos de veículos.

## Modelo 1

	- 8 meses	-2 meses	+2 meses	+4 meses	+7 meses
Estimação 1	-6%	-4%	15%	26%	27%
Estimação 2	-	-2%	20%	28%	30%
Estimação 3	-	-	20%	33%	34%

A tabela seguinte resume os dados do segundo modelo. Os resultados do Modelo 2 indicam um efeito ainda maior da política de cortes do IPI. Na estimação 2, a diferença entre as curva é um pouco mais elevada, indicando os licenciamentos efetivos em torno de 10% acima das estimações. Contudo, nesse caso vemos que a estatística aumenta muito após o corte do IPI,

## Modelo 2

	- 8 meses	-2 meses	+2 meses	+4 meses	+7 meses
Estimação 1	-3%	2%	31%	57%	64%
Estimação 2	-	10%	44%	75%	100%
Estimação 3	-	-	27%	58%	85%

demonstrando o forte impacto da alteração de alíquota.

## V – Conclusão

O estudo discutido nos últimos capítulos buscou confirmar os efeitos da política fiscal adotada em 2012 de alteração das alíquotas do IPI. Apesar dos números discutidos no primeiro capítulo indicassem que a política impactou significativamente a economia brasileira, a questão carecia de um estudo que comprovasse que esse impacto estaria diretamente associado a redução da alíquota do Imposto sobre Produto Industrializado.

O Modelo 1, indica claramente que as vendas de carros apresentam um aumento relevante a partir da última semana de maio quando a alíquota do IPI é reduzida. O Modelo 1 apresentou melhor poder preditivo, o que fica claro diante da consistência dos resultados apresentados na tabela ao final do último capítulo.

Poderia ser argumentado que a presença de variáveis relacionadas a economia brasileira pudesse levar a um certo viés nos resultados encontrados. Contudo, vale ressaltar que qualquer tipo de viés ligada a presença de variáveis endógenas seria no sentido de levar o modelo a não encontrar resultados. Posto de outro modo, esse viés deveria ser responsável por fazer com que a estimativa ficasse próxima aos valores efetivos. Tendo isso em vista, acredito que esse argumento corrobora ainda mais a tese de que a alteração de alíquotas do IPI teve um impacto relevante na economia brasileira, já que foram encontrados resultados expressivo, mesmo na presença de variáveis possivelmente relacionadas ao IPI.

De toda forma, o Modelo 2 foi utilizado para que não restasse dúvidas sobre a validade dos resultados. Apesar de apresentar um poder preditivo um pouco inferior ao apresentado pelo Modelo 1, o Modelo 2 é composto apenas por variáveis internacional, incluindo commodities, companhias ligadas ao setor automotivo internacional e outras variáveis financeiras. Dessa forma, busco enfraquecer ainda mais o argumento de que os resultados apresentariam qualquer tipo de viés.

A argumentação acima explica em boa parte as diferenças entre as tabelas de resultados dos dois modelos no capítulo anterior. Os resultados encontrados no Modelo 1

ficam abaixo do Modelo 2 possivelmente pelo fato de que a presença de algumas variáveis brasileiras possa estar fazendo com que o impacto do corte do IPI seja minimizado.

O impacto encontrado pelo Modelo 1 de 20% de aumento de vendas nos primeiros 2 meses pode ter sido ainda maior caso se argumente que a presença de variáveis brasileiras no modelo esteja viesando os resultados no sentido de não encontrar nenhum impacto. O resultado poderia se aproximar dos 27% encontrados no Modelo 2.

Por fim, concluo que a redução de alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados ocorrida em maio de 2012 teve sim impacto claro sobre as vendas de automóveis no Brasil. Nos 2 primeiros meses o impacto da medida chega a ser de 20% e cresce nos meses seguintes para níveis próximos a 35%.

## VI – Bibliografia

Carvalho, Carlos; Klagge, Nicholas; Moench, Emanuel. (2009). “*The Persistent Effects of a False News Shock*”, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 374.

Mian, Atif; Sufi, Amir. (2010). “*The effects of fiscal stimulus: Evidence from 2009 ‘Clash for Clunkers’ Program*”, The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, vol. 127(3), pages 1107-1142.

Becker, Gary. (2010). *The Cash for Clunkers Program: A Bad Idea at the Wrong Time*. The Becker-Posner Blog.

Berry, Steven; Levinsohn, James; Pakes, Ariel. (1995). “*Automobile Prices in Market Equilibrium*”. *Econometrica*, Vol. 3, No. 4, pg 841-890.

Adda, Jérôme; Russell Cooper. (2000). “*Balladurette and Juppette: A Discrete Analysis of Scrapping Subsidies*”. *Journal of Political Economy* 108, no. 4: 778-806.

Ranawat, Mahipat; Rajnish, Tiwari. (2009). “*Influence of Government Policies on Industry Development: The Case of India’s Automotive Industry*”. Hamburg University of Technology, Working Paper No. 57.

J. Auerbach, Alan; Gorodnichenko, Yuriy. (2010). “*Measuring the output responses to fiscal policy*”. NBER Working Paper No. 16311.

Li, Shanjun; Linn, Joshua; Spiller, Elisheba. (2010). “*Evaluating ‘Cash-for-Clunkers’ Program Effects on Auto Sales and the Environment*”. *Journal of Environmental Economics and Management*.

Copeland, Adam; Kahn, James. (2011). “*The Production Impact of ‘Cash-for-Clunkers’: Implications for Stabilization Policy*”. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, No. 503