

4

Testando o efeito do FGTS nos salários: o Acordo de 2001

Nesse Capítulo, testaremos uma das implicações do modelo desenvolvido no Capítulo anterior, a de que o FGTS diminui os salários dos trabalhadores formais. Para tal, aproveitaremos as mudanças trazidas pelo Acordo de 2001 no qual, como foi descrito no Capítulo 2, foi introduzida uma multa em caso de demissão sem justa causa, a ser paga pelo empregador ao governo, no valor de 10% do saldo da conta-vinculada do demitido (i.e. g passou de zero para 0,1) e surgiu um novo tributo sobre a folha de pagamentos, de 0,5% (i.e. θ aumentou 0,005). Segundo o modelo, ambas as medidas atuariam no sentido de diminuir os salários dos trabalhadores formais.

4.1

Dados

Para medirmos os efeitos da legislação do FGTS nos salários, utilizamos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa levanta, mensalmente, dados sobre gênero, idade, emprego e educação de todos os moradores acima de dez anos de cerca de 38.000 domicílios localizados nas seis principais regiões metropolitanas do Brasil.¹ Os resultados apresentados nessa seção são relativos a municípios da região metropolitana de São Paulo, que representam cerca de 20% da amostra.

Infelizmente a pesquisa não traz dados da duração do atual emprego do entrevistado, mas apenas a duração do último emprego para aqueles que respondem estar desocupados. Dado que a probabilidade de um trabalhador ser mandado embora não é observada, no arcabouço do modelo apresentado no capítulo anterior, um indivíduo que está há mais tempo em um mesmo emprego é, mais provavelmente, de um tipo com p menor. Informações sobre a duração do emprego possibilitar-nos-iam explorar esse fato.

¹IBGE (2002).

Para a análise que se segue, construímos uma variável que representa o logaritmo neperiano da renda por hora na ocupação principal de cada entrevistado, deflacionada pelo IPCA, o que doravante chamaremos simplesmente de salário.

Nossa amostra compreende as PME de janeiro de 1999 a agosto de 2002, por se encontrarem no entorno da Lei Complementar 110, que foi publicada em 29 de julho de 2001.² Por fim, descartamos todas as pessoas que não tivessem entre 20 e 65 anos, que não fossem trabalhadores com ou sem carteira (i.e. aposentados, pensionistas, conta própria, empregador, funcionários públicos e sem remuneração) ou ainda que não tivesse respondido algum dos quesitos utilizados. Após esses ajustes, nossa amostra era composta por 188.295 entrevistas individuais, uma média de aproximadamente 4.600 por mês.

A Tabela 4.1 mostra a divisão das observações entre trabalhadores com e sem carteira, antes e após a Lei Complementar 110, homens e mulheres, além de por idade, nível de educação e setor de atividade. Aproximadamente 70% da amostra são compostos por trabalhadores formais e 71% das respostas representam entrevistas antes da publicação da Lei Complementar 110. As composições de gêneros, idades, níveis de educação e setores de atividade se mantiveram praticamente as mesmas antes e após o acordo. As maiores alterações, da ordem de 2 p.p., foram uma diminuição de homens no setor formal e um aumento da informalidade no setor de serviços.

A Tabela 4.2 apresenta o salário médio antes e após o acordo para trabalhadores com e sem carteira, bem como para subgrupos desses, separando-os por gênero, idade, educação e ramo de atividade. Os dados da tabela vêm ao encontro de fatos já amplamente explorados pela literatura: homens ganham, em média, mais do que mulheres; trabalhadores formais recebem mais que informais, assim como anos a mais de estudo aumentam salário. Nota-se, no entanto, que todos os subgrupos sofreram uma diminuição em seus salários médios, exceto os maiores de 55 anos, tendo ou não carteira assinada.

²A PME divulgada em um mês sempre se refere às entrevistas efetuadas no mês anterior. Preferimos restringir a amostra a até agosto de 2002 pois após esse período houve uma mudança metodológica na pesquisa.

Número de Entrevistas na Amostra*								
	Com Carteira				Sem Carteira			
	Pré Acordo		Pós LC 110		Pré Acordo		Pós LC 110	
<i>Gênero</i>								
Mulher	37,516	28%	15,017	28%	18,218	14%	7,653	14%
Homem	57,294	43%	22,113	41%	21,579	16%	8,905	17%
<i>Idade</i>								
20-24	19,045	14%	7,667	14%	9,095	7%	4,088	8%
25-29	17,447	13%	6,945	13%	6,458	5%	2,748	5%
30-34	15,257	11%	5,678	11%	5,536	4%	2,125	4%
35-39	13,939	10%	5,218	10%	5,266	4%	2,030	4%
40-44	11,601	9%	4,456	8%	4,681	3%	1,934	4%
45-54	13,809	10%	5,633	10%	6,233	5%	2,528	5%
55-65	3,712	3%	1,533	3%	2,528	2%	1,105	2%
<i>Anos de Estudo</i>								
0-3	7,175	2%	2,390	2%	4,546	1%	1,560	1%
4-7	87,635	24%	34,740	23%	35,251	10%	14,998	10%
8-10	64,718	18%	26,901	18%	22,069	6%	10,082	7%
11	47,015	13%	20,753	14%	14,177	4%	6,889	5%
12	21,620	6%	8,929	6%	6,445	2%	2,898	2%
13-14	18,685	5%	7,669	5%	5,519	2%	2,509	2%
15	14,189	4%	5,777	4%	3,830	1%	1,642	1%
16-18	4,630	1%	1,841	1%	1,506	0%	621	0%
<i>Ramo de atividade</i>								
Indústria	30,628	23%	11,692	22%	7,537	6%	3,117	6%
Construção	2,465	2%	845	2%	3,087	2%	1,060	2%
Comércio	12,642	9%	5,275	10%	5,263	4%	2,273	4%
Serviço	48,787	36%	19,219	36%	23,462	17%	9,975	19%
Outros	288	0%	99	0%	448	0%	133	0%
TOTAL	94,810	70%	37,130	69%	39,797	30%	16,558	31%
	Com Carteira				Sem Carteira			
	131,940		70%		56,355		30%	
	Pré Acordo				Pós LC 110			
	134,607		71%		53,688		29%	

* % se refere ao período (pré ou pós acordo)

Tabela 4.1: Distribuição de entrevistas na amostra por gênero, faixa etária, anos de estudo, ramo de atividade, formalidade e afetamento pelo Acordo de 2001.

Média do salário por hora (ln)				
	Com Carteira		Sem Carteira	
	Pré Acordo	Pós LC 110	Pré Acordo	Pós LC 110
<i>Gênero</i>				
Mulher	1.12	1.07	0.67	0.63
Homem	1.35	1.25	0.94	0.88
<i>Idade</i>				
20-24	0.92	0.86	0.61	0.57
25-29	1.19	1.11	0.81	0.77
30-34	1.32	1.21	0.85	0.76
35-39	1.40	1.32	0.91	0.88
40-44	1.45	1.35	0.88	0.80
45-54	1.45	1.35	0.94	0.91
55-65	1.28	1.32	0.87	0.90
<i>Anos de Estudo</i>				
0-3	0.74	0.66	0.41	0.36
4-7	1.30	1.21	0.87	0.81
8-10	1.45	1.34	1.06	0.97
11	1.61	1.46	1.26	1.14
12	2.04	1.94	1.63	1.55
13-14	2.13	2.03	1.70	1.60
15	2.24	2.17	1.83	1.77
16-18	2.36	2.27	1.77	1.70
<i>Ramo de atividade</i>				
Indústria	1.33	1.25	0.90	0.83
Construção	1.20	1.07	0.52	0.45
Comércio	1.02	0.91	0.81	0.73
Serviço	1.29	1.21	0.84	0.79
Outros	0.79	0.81	0.40	0.41
TOTAL	1.26	1.18	0.82	0.77

Tabela 4.2: Salário médio por hora (*ln*) por gênero, faixa etária, anos de estudo, ramo de atividade, formalidade e afetamento pelo Acordo de 2001.

4.2

Uma análise por diferenças-em-diferenças

Aproveitaremos as mudanças introduzidas pela Lei Complementar 110 para tentarmos medir os efeitos da legislação do FGTS sobre salários. Conforme mostramos no capítulo anterior, ambas as alterações – os acréscimos de 10% na multa e 0,5% na contribuição – devem exercer efeitos negativos nos salários. O método de diferenças em diferenças parece ser adequado para essa situação. Para utilizarmos tal método, no entanto, precisamos de um grupo de controle, um contingente que não tenha sido afetado pela reforma.

Como grupo de controle escolhemos os trabalhadores sem carteira assinada ou informais. Idealmente, gostaríamos que o Acordo em nada afetasse os salários de nosso grupo de controle. Sabemos, no entanto, que isso não ocorre e, portanto, essa escolha está sujeita às críticas usuais. Como o emprego informal é um substituto, mesmo que imperfeito, para o formal, a reforma implementada deve ter efeitos indiretos de equilíbrio geral também sobre os trabalhadores sem carteira assinada. Trabalhamos, no entanto, com a hipótese de que o reflexo do acordo no salário de trabalhadores informais se daria em menor monta ou com retardo em comparação aos trabalhadores formais. Em todo caso, sujeito às restrições de dados disponíveis na PME, o grupo escolhido parece-nos o melhor possível.³

A equação que estimaremos, portanto, é a seguinte:

$$w_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma_0 D_{carteira} + \gamma_1 D_{posLC110} + \gamma_2 D_{carteira} D_{posLC110} + u_{it}$$

onde i representa cada indivíduo e t cada mês de entrevista, X é um vetor com as características observadas (gênero, idade, nível de educação e setor de atividade), w é o salário, $D_{carteira}$ é uma variável dummy que assume valor um para os trabalhadores formais e zero para os informais e $D_{posLC110}$ é uma dummy que é igual a zero até a pesquisa de agosto de 2001 (referente ao mês de julho) e um a partir de então. Incluímos, também, dummies mensais, para capturar a sazonalidade dos salários, bem como a interação dessas dummies com a variável $D_{carteira}$, uma vez que benefícios como décimo terceiro salário e adicional de férias, aos quais trabalhadores informais não fazem jus, tendem a serem pagos nos mesmos meses, o que poderia ser erroneamente interpretado como aumentos repentinos na diferença de salários entre trabalhadores com e sem carteira assinada. Finalmente, supomos u_{it} descorrelatado com as outras variáveis.

³Heckman e Pages (2000) e Gonzaga (2003) também utilizam trabalhadores informais como grupo de controle.

A nossa expectativa, dado o alicerce criado no capítulo anterior, era de que o coeficiente γ_2 fosse estatisticamente significativo e negativo, isto é, que após o acordo o salário dos trabalhadores tratados tenha caído com relação ao grupo de controle.

A Tabela 4.3 mostra o resultado de quatro variantes da regressão acima sugerida. Os desvios padrão são robustos ao fato de uma mesma pessoa participar de até oito meses da pesquisa.

A primeira delas (1) é a versão incondicional da equação proposta, ou seja, sem controlar pelas características observáveis. Todos os coeficientes γ são estatisticamente significantes a 5% e apresentam os sinais esperados. Dessa maneira, trabalhadores com carteira assinada ganham mais do que trabalhadores informais ($\gamma_1 = 0,423$), salários, em geral, caíram após a publicação da Lei Complementar 110 ($\gamma_2 = - 0,049$), mas os salários de trabalhadores com carteira assinada sofreram uma diminuição pós acordo maior do que os de trabalhadores informais ($\gamma_3 = - 0,031$). Com essa equação, no entanto, muito pouco do salário é explicado ($R^2 = 6,3\%$).

Na regressão (2), adicionamos os controles de gênero, idade, educação e setor de atividade. Conforme ressalta Gonzaga (2003), a introdução de características observáveis na equação a ser estimada reduz o problema de auto-seleção entre os grupos de tratamento e controle. A massa de trabalhadores formais tem características diferentes da dos informais, como se pôde observar na Tabela 4.3, fazendo com que possam reagir diferentemente a outros fatores que não a reforma, mas ocorridos no período amostral. Sob a hipótese de que a seleção entre formalidade e informalidade também dependa das características observadas de maneira linear, a introdução dessas características levaria a estimadores não-viesados.

Todas as variáveis acrescentadas à regressão (2) se mostraram significativamente diferentes de zero ao nível de 5%, exceto o coeficiente de grau avançado ou pós-graduação - a dummy de 16 a 18 anos de estudo. Da mesma forma, todos os sinais dos coeficientes encontram-se conforme imaginado e já capturado pela literatura: mulheres recebem salários menores, salários crescem de forma côncava com a idade e anos trazem incremento salarial. Quanto aos setores de atividade, indústria, serviços, comércio e construção, nessa ordem, apresentam maiores salários. Os coeficientes γ apresentaram os mesmos sinais do modelo incondicional. O coeficiente de diferenças em diferenças, γ_2 , não sofreu alteração. O resultado é consistente com nosso resultado do capítulo anterior de que o aumento na contribuição para o FGTS e na multa de demissão implicaria uma diminuição no salário de trabalhadores com carteira assinada. Ademais, a introdução das características

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.812 ** (0.012)	-1.308 ** (0.049)	-1.301 ** (0.049)	-1.297 ** (0.049)
Com Carteira	0.423 ** (0.014)	0.251 ** (0.012)	0.247 ** (0.013)	0.238 ** (0.012)
Pós LC 110	-0.049 ** (0.011)	-0.082 ** (0.009)	-0.092 ** (0.013)	-0.085 ** (0.009)
Com Carteira x Pós LC 110	-0.031 ** (0.014)	-0.031 ** (0.010)	-0.040 ** (0.014)	-0.033 ** (0.010)
Mulher		-0.302 ** (0.005)	-0.320 ** (0.011)	-0.303 ** (0.005)
Idade		0.072 ** (0.002)	0.072 ** (0.002)	0.072 ** (0.002)
Idade^2		-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)
Anos de Estudo				
4-7		0.164 ** (0.008)	0.163 ** (0.008)	0.164 ** (0.008)
8-10		0.213 ** (0.007)	0.213 ** (0.007)	0.214 ** (0.007)
11		0.293 ** (0.007)	0.293 ** (0.007)	0.294 ** (0.007)
12		0.333 ** (0.015)	0.333 ** (0.015)	0.333 ** (0.015)
13-14		0.195 ** (0.018)	0.194 ** (0.018)	0.194 ** (0.018)
15		0.337 ** (0.015)	0.337 ** (0.015)	0.292 ** (0.030)
16-18		0.031 (0.020)	0.031 (0.020)	-0.143 ** (0.054)
Sector de Atividade				
Indústria		0.307 ** (0.039)	0.307 ** (0.039)	0.307 ** (0.039)
Construção		0.104 ** (0.040)	0.102 ** (0.040)	0.104 ** (0.040)
Comércio		0.156 ** (0.039)	0.156 ** (0.039)	0.158 ** (0.039)
Serviço		0.263 **	0.264 **	0.264 **
Mulher x Com Carteira			0.008 (0.012)	
Mulher x Pós LC 110			0.022 (0.018)	
Mulher x Com Carteira x Pós Acordo			0.027 (0.021)	
15 anos de estudo x Com Carteira				0.042 (0.029)
15 anos de estudo x Pós Acordo				0.028 (0.047)
15 anos de estudo x Com Carteira x Pós Acordo				0.017 (0.051)
16-18 anos de estudo x Com Carteira				0.236 ** (0.058)
16-18 anos de estudo x Pós Acordo				0.015 (0.087)
16-18 anos de estudo x Com Carteira x Pós Acordo				-0.031 (0.095)
Dummies Sazonais	sim	sim	sim	sim
R2	6.3%	46.6%	46.6%	46.7%
Observações	188,295	188,295	188,295	188,295

* significante a 10% ** significante a 5%

Tabela 4.3: Regressões por diferenças-em-diferenças. Desvios padrão entre parênteses.

individuais aumentou consideravelmente o poder explicativo da equação de salários, para cerca de 46%.

As regressões (3) e (4) mostram como verificaríamos o efeito da reforma em determinado grupo de trabalhadores formais. Da equação (3), concluímos que a reforma não afetou discriminadamente homens e mulheres. Da equação (4), inferimos que o acordo não teve efeitos diferentes sobre aqueles com 15 ou mais anos de estudo – ou seja, com nível superior completo.

Enfim, os resultados das quatro regressões são evidências de que a Lei Complementar 110, que selou o acordo do FGTS, acabou por diminuir o salário de trabalhadores formais com relação aos informais, nosso grupo de controle.

Tais conclusões, todavia, devem ser olhadas com ressalvas. O período Pós LC 110 foi fixado começando em julho de 2001. A fim de verificar se os resultados eram robustos à escolha da data do início da vigência do novo regime, fizemos o seguinte exercício: repetimos a estimação da equação (2) diversas vezes, supondo artificialmente que a Lei Complementar 110 tivesse sido promulgada em meses que variavam desde dezembro de 1999 até março de 2002. Na Figura 4.1 apresentamos o comportamento do coeficiente de diferenças em diferenças nesse exercício.

Verificamos que o coeficiente γ_2 é significativamente negativo a 5% para todas as datas arbitradas, exceto nas duas extremas - para as quais a significância se dá ao nível de 10%. Tal resultado tem diversas interpretações.

Supondo que, de fato, a partir de julho de 2001 os salários dos trabalhadores formais diminuíram com relação ao dos trabalhadores informais, isso significa que, qualquer que fosse a data arbitrada como início do período pós-reforma, a concentração de observações afetadas pelo acordo seria maior na porção pós-reforma do que na pré-reforma. Nesse sentido, o comportamento observado na Figura 4.1 seria perfeitamente coerente, explicando-se, inclusive, a tendência declinante do coeficiente.

Por outro lado, não se pode descartar a hipótese de que há outros fatores, que não a legislação específica do FGTS, fazendo convergir ou ao menos diminuindo as diferenças entre salários dos trabalhadores com e sem carteira assinada.

A próxima seção propõe uma metodologia alternativa que tentará expurgar o efeito de uma tendência de diminuição do hiato salarial entre trabalhadores com e sem carteira.

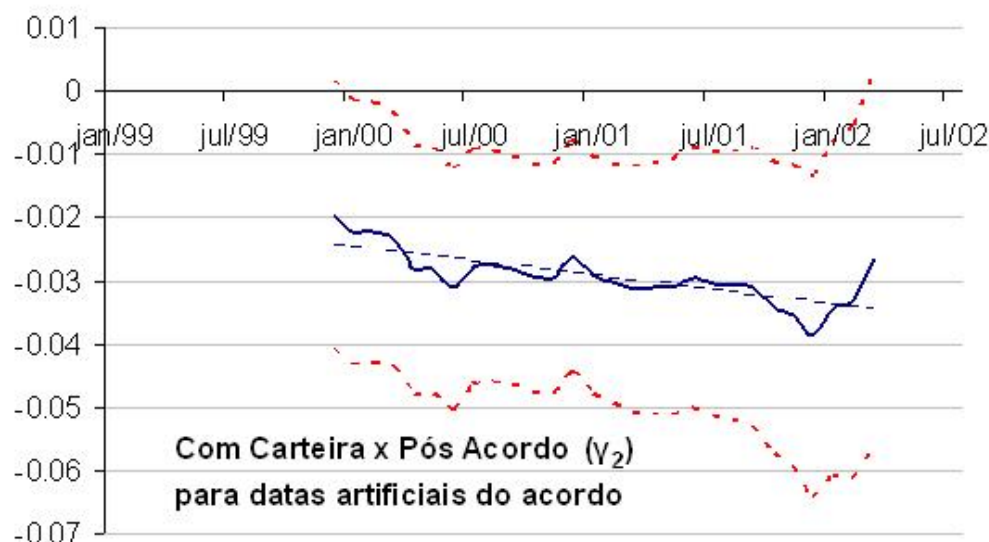


Figura 4.1: Coeficiente da *dummy* de diferenças em diferenças para datas artificiais do acordo.

4.3

Metodologia alternativa

Nessa seção, adotaremos uma estratégia diferente para estimarmos os efeitos do FGTS sobre salários. À semelhança de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), estimaremos as equações para os grupos de tratamento e controle em separado. Isso nos permite comparar o retorno de cada uma das características observadas. Uma desvantagem dessa abordagem é que praticamente dobramos o número de parâmetros a serem estimados, o que, pelo tamanho da nossa amostra, não chega a ser um problema.

A outra alteração que faremos é dividir a amostra em doze porções, referentes aos doze meses do ano. A análise dos dados nos sugere que a sazonalidade dos salários se dá de uma maneira não trivial. Em alguns meses a demanda por trabalho é maior e isso acaba determinando um aumento nos salários reais em geral. Por outro lado, conforme já foi mencionado, pagamentos de décimo terceiro salário, férias e outras idiossincrasias da legislação trabalhista brasileira introduzem, também, uma sazonalidade na diferença entre os salários de trabalhadores formais e informais, pois estes não fazem jus às garantias trabalhistas. Ademais, é razoável que os dois efeitos acima descritos afetem de forma distinta diferentes tipos de trabalhadores. Um pequeno exemplo ilustra esse fato: a economia geralmente se aquece nos meses que antecedem o natal. É razoável supor que o aumento na demanda por mão-de-obra se dá, preponderantemente, na espécie pouco qualificada e

de caráter temporário. Dessa maneira, uma sazonalidade no diferencial de salários entre trabalhadores muito e pouco qualificados (educados) também seria esperada. Percebe-se de pronto que o número de dummies sazonais a serem inseridas para a correta identificação da equação cresceria bastante. Como queremos trabalhar com uma janela não muito grande ao redor da reforma, a adoção de tantas dummies possivelmente faria-nos "jogar o bebê fora com a água do banho". A divisão da amostra em meses, portanto, parece-nos uma boa solução. Ao compararmos janeiros, fevereiro e março de diferentes anos, evitaríamos a discussão do parágrafo anterior que, por mais interessante, está fora do escopo do presente trabalho.

Por outro lado, uma reforma nos moldes da que estudamos aqui não tem o início de seus efeitos concentrado em um ponto no tempo. O início da discussão se dá meses antes da sua eventual entrada em vigor e os diversos agentes da economia vão formando suas expectativas – e ajustando salários – ao longo do tempo. Mesmo vigendo, os salários não se ajustam automaticamente, pois a legislação brasileira proíbe expressamente a diminuição de salários nominais, de forma que ajustes reais só ocorrem na ocorrência de inflação ou com a substituição de um trabalhador por outro. Ao comparar períodos com intervalos de um ano, damos espaço para que esses pequenos reflexos da reforma ao longo do tempo se agreguem em algo mais facilmente captado por nossas regressões.

Explicitadas as motivações para a estratégia adotada nessa seção, as regressões a serem estimadas serão da seguinte forma:

$$w_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma_1 D_{2000} + \gamma_2 D_{2001} + \gamma_3 D_{2002} + u_{it}$$

sendo 24 regressões ao todo, um par (com carteira e sem carteira) para cada mês do ano.

Se juntarmos os doze coeficientes γ_1 e γ_2 , bem como os oito coeficientes γ_3 (pois a série acaba em agosto de 2002), teremos duas séries de movimentos de mudanças no intercepto da equação de salários tendo como base de comparação o ano de 1999, γ_{com} , relativa aos trabalhadores formais, e γ_{sem} , referente aos informais. A Figura 4.2 mostra as séries estimadas para trabalhadores com e sem carteira.

Contudo, estamos verdadeiramente interessados em como se comportou a diferença ($\gamma_{com} - \gamma_{sem}$), o que mostramos na Figura 4.3, acompanhada de um intervalo de dois desvios padrão.

As informações contidas na Figura 4.3 são muito interessantes. Ela nos mostra que, a partir de julho de 2001 – data da publicação do Acordo, sete

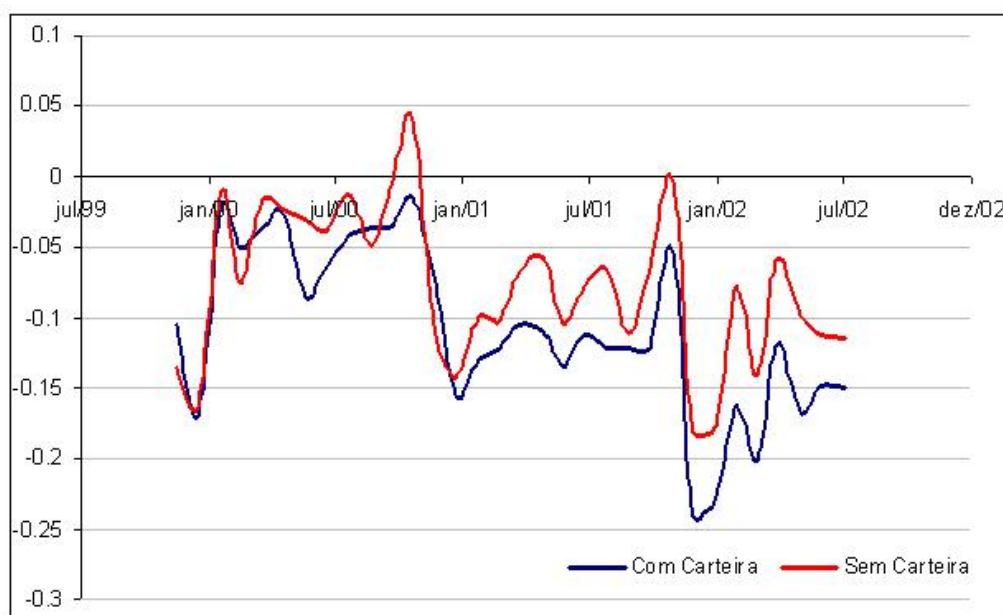


Figura 4.2: Séries de diferenças nos salários, tendo como base o ano de 1999, para trabalhadores formais e informais. Cada série é o resultado da agregação dos coeficientes γ , relativos a cada ano, das doze regressões, relativas a cada mês. Com isso, extraiu-se os efeitos da sazonalidade.

dos treze meses de nossa amostra apresentaram uma diferença ($\gamma_{com} - \gamma_{sem}$) negativa e significativamente diferente de zero ao nível de 5%, sendo apenas quatro não significantes sequer ao nível de 15%. Por outro lado, nos dezenove meses observados antes de julho de 2001, apenas em três a diferença dos coeficientes foi diferente de zero ao nível de 15%.

Isso quer dizer exatamente que, quando comparado aos níveis de 1999, mesmo levando-se em consideração fatores sazonais, o salário dos trabalhadores formais diminuiu significativamente mais do que o dos informais na maioria dos meses que sucederam o Acordo de 2001 e na minoria dos meses que antecederam esse tal momento. Dessa maneira, a evidência empírica vem ao encontro do resultado que esperávamos.

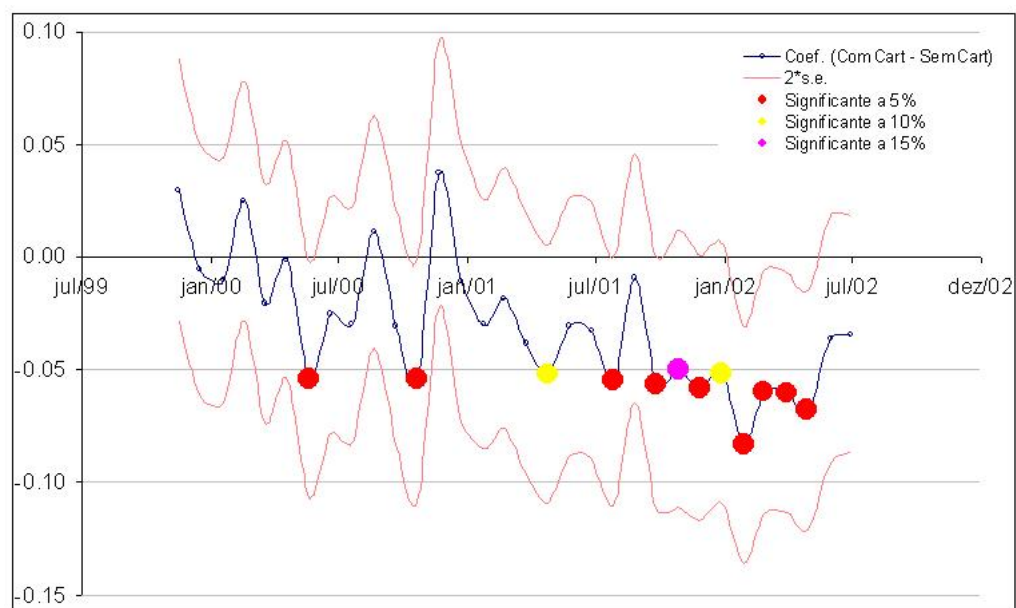


Figura 4.3: Significância da diferença de salários entre trabalhadores formais em informais com relação à diferença que vigorava em 1999.